

تأثیر رشد مصرف انرژی بر رشد ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد ایران: مدل‌های مارکف

محمد خضری^{*۱}

محسن خضری^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۲۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۲/۱۶

چکیده

رشد اقتصادی از فاکتورهای بسیار مهمی است که باید به‌منظور بررسی تغییرات برنامه‌ریزی‌شده در مصرف انرژی در نظر گرفته شود؛ بر این اساس در این تحقیق با استفاده از داده‌های سالیانه ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۲، ارتباط بین مصرف انرژی و رشد ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد ایران بررسی شده است. نتایج تحقیق حاضر بیانگر اثر مثبت رشد مصرف انرژی بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و حمل نقل کشور در فاز رکود اقتصادی حاکم بر این بخش‌های است، از طرفی در بخش کشاورزی، در رژیم رکود شاهد اثرگذاری منفی رشد مصرف انرژی بر رشد ارزش افزوده این بخش هستیم. نتایج بیانگر این است که در فاز رونق، رشد مصرف انرژی دارای اثر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد کشور نمی‌باشد. نتایج فوق بیانگر این است که اجرای سیاست‌های مانند هدفمندی یارانه‌های انرژی، در صورتی که زمینه‌ساز کاهش مصرف انرژی شود، بسته به شرایط حاکم بر اقتصاد کشور می‌تواند اثرات متفاوتی را بر روی ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته باشد، در صورتی که چنین سیاست‌های زمینه‌ساز رکود اقتصادی گردند یا در شرایط رکود حاکم بر اقتصاد کشور اجرا گردند، می‌توانند زمینه‌ساز رکود فزاینده‌تری در اقتصاد شوند.

کلیدواژه‌ها: ارزش افزوده، مصرف انرژی، مدل‌های مارکف.

طبقه‌بندی JEL: Q43, O13, C33.

۱. مقدمه

رشد اقتصادی از فاکتورهای بسیار مهمی است که باید به منظور بررسی تغییرات برنامه‌ریزی شده در مصرف انرژی در نظر گرفته شود؛ بر این اساس آنالیز ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی توجه زیادی را در سال‌های اخیر به خود جلب کرده است. بررسی چنین ارتباطی از آن جهت برای سیاست‌گذاران و اقتصاددانان کشور اهمیت دارد که بهینه‌سازی مصرف انرژی، از طریق برنامه هدفمندی یارانه‌ها انرژی و افزایش قیمت حامل‌های انرژی در کشور در حال انجام است و اثرات چنین اقدامی بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف دلالت‌های سیاستی مفیدی را ارائه می‌کند؛ از سویی پس از مقاله کرافت و کرافت^۱ (۱۹۷۸) که علیت یک‌طرفه از رشد GNP به مصرف انرژی در آمریکا را برای دوره‌ی ۱۹۴۷ تا ۱۹۷۴ مورد تأیید قرار داد، ارتباط علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در مطالعات مختلف نتایج متفاوتی را ارائه کرده است، به طوری که دلیل اصلی تفاوت در نتایج تحقیقات گذشته، استفاده از روش‌های اقتصادسنجی متفاوت، کشورهای متفاوت، افق‌های مورد بررسی متفاوت و مدل‌های خاصی که شکست ساختاری را در نظر نمی‌گیرند می‌باشد (اگوه و همکاران^۲، ۲۰۱۱). به صورت کلی چهار عقیده در مورد ارتباط علی مصرف انرژی و رشد اقتصاد وجود دارد که به شرح زیر است (فلاحی^۳، ۲۰۱۱):

۱. بر اساس دیدگاه اول با عنوان «فرضیه رشد^۴»، مصرف انرژی نقش مهمی در رشد اقتصادی بازی می‌کند، به طوری که رشد اقتصادی به مصرف انرژی وابسته بوده و کاهش در مصرف انرژی ممکن است رشد اقتصادی را کاهش دهد.
۲. بر اساس دیدگاه دوم با عنوان «فرضیه محافظه‌کار^۵»، علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد، چنین فرضی بیان می‌کند که سیاست‌های حفظ انرژی ممکن است اثر جزئی بر روی رشد اقتصادی داشته باشد و یا بر روی آن مؤثر نباشد. بر این اساس، فرض محافظه‌کار هنگامی قابل قبول است که یک افزایش در GDP منجر به افزایش در مصرف انرژی شود.
۳. بر اساس دیدگاه سوم با عنوان «فرضیه بی‌طرفی^۶»، بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی رابطه‌ای وجود ندارد، به عبارت دیگر مصرف انرژی و رشد اقتصادی نسبت به یکدیگر خنثی هستند.
۴. بر اساس دیدگاه چهارم با عنوان «فرضیه باز خور^۷»، علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد که وابستگی متقابل دو متغیر فوق را نشان می‌دهد.

1. Kraft and Kraft
 2. Eggoh and *et al.*
 3. Fallahi
 4. the growth hypothesis
 5. The conservative hypothesis
 6. neutrality hypothesis
 7. feedback hypothesis

بررسی فروض فوق هدف مقاله حاضر است، به طوری که با بررسی اثرات مصرف انرژی بر روی بخش‌های مختلف اقتصاد کشور، اثرات احتمالی افزایش قیمت حامل‌های انرژی و کاهش در تقاضای و مصرف انرژی، در بخش‌های مختلف اقتصاد کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

تعدادی از مدل‌های تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولزیک، ۱۹۹۷؛ کلمنتس و کرولزیک^۱، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۰؛ دیبولد و رادیوسج^۲، ۱۹۹۶؛ کیم و نلسون^۳، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). نتایج مطالعات فوق بیان‌کننده‌ی عدم توانایی مدل‌های خطی در شناسایی عدم تقارن‌ها^۴ (شامل شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی)، به‌منظور مدل‌سازی سری‌های زمانی است؛ به طوری که جدیداً مدل‌های راه‌گزینی مارکوف^۵ به‌صورت فزاینده‌ای در تحقیقات بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرند (دیبولد، ۱۹۸۶؛ همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴). در این مقاله سعی شد است که بر اساس یک مدل تک متغیره راه‌گزینی مارکوف، اثرات رشد مصرف انرژی بر ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف، به‌وسیله‌ی آزمایش خصوصیات تناوبی مدل‌های راه‌گزینی مارکوف و احتمال تغییر از یک رژیم اقتصادی به رژیم دیگری بررسی شده است؛ این مقاله در پنج بخش تدوین شده است، در بخش دوم پیشینه تحقیق مطالعات انجام گرفته ارائه شده است، در بخش سوم، مبانی نظری مدل‌های راه‌گزینی مارکوف بررسی شده گرفته است. در بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده است؛ در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات مقاله ارائه شده است.

۲. پیشینه تحقیق

اسفا-ادجی^۶ (۲۰۰۰)، با استفاده از تکنیک‌های مدل‌سازی تصحیح خطا و هم‌انباشتگی، ارتباط علی مصرف انرژی، قیمت انرژی و رشد اقتصادی را برای هند، اندونزی، فیلیپین و تایلند مورد بررسی قرار داد. بر اساس نتایج در کوتاه‌مدت، علیت گرنجر یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی بین سری‌های هند و اندونزی وجود دارد، در حالی که علیت دوطرفه بین سری‌های تایلند و فیلیپین مشاهده شد. بلومی^۷ (۲۰۰۹)، از تست هم‌انباشتگی یوهانسن به منظور بررسی ارتباط علی مصرف انرژی سرانه و GDP سرانه تونس، در طول دوره‌ی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۴ استفاده کرد. بر اساس نتایج یک ارتباط علی بلندمدت دو طرفه بین دو سری وجود دارد، در حالی که در کوتاه‌مدت، علیت از انرژی به GDP است.

1. Clements and Krolzig
2. Diebold and Rudebusch
3. Kim and Nelson
4. asymmetry
5. Markov Switching
6. Asafu-Adjaye
7. Belloumi

جامب^۱ (۲۰۰۴) با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی و تصحیح خطای برداری^۲، با استفاده از داده‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ مالاوی، علیت دو طرفه مصرف انرژی و رشد اقتصادی استخراج کرد، اما یک علیت یک‌طرفه را نیز بین GDP غیر کشاورزی و مصرف انرژی مشاهده کرد.

با پیشرفت آنالیز سری‌های زمانی در دهه اخیر، مطالعات جدید بررسی ارتباط مصرف انرژی و رشد اقتصادی، از تست علیت گرینجر تودا و یاموتو^۳ (۱۹۹۵) برای این منظور استفاده کرده‌اند. برای مثال ولد-رافال^۴ (۲۰۰۵)، این روش را به‌منظور آنالیز ارتباط علی مصرف انرژی و رشد اقتصادی ۱۹ کشور آفریقایی به‌کار بستند. بر اساس نتایج ارتباط بلندمدت برای ۸ کشور و علیت کوتاه‌مدتی برای ۱۲ کشور مشاهده گردید

ولد-رافال (۲۰۰۶)، مشاهداتی را از علیت یک‌طرفه رشد اقتصادی به مصرف انرژی در ۵ کشور آفریقایی استنتاج کرد، در حالی که علیت دو طرفه برای دو کشور مشاهده شد و نبود رابطه‌ی علی نیز در ۷ کشور استنتاج شد.

ولد-رافال (۲۰۰۹)، با تخمین دوباره ارتباط مصرف انرژی و رشد اقتصادی ۱۷ کشور آفریقایی و با به حساب آوردن متغیرهای نیروی کار و سرمایه، فرض خنثی ارتباط مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در آفریقا رد کرد. به‌طوری‌که سرمایه و نیروی کار مهم‌ترین فاکتورها در تعیین رشد اقتصادی ۱۵ کشور از ۱۷ کشور مورد بررسی بودند.

ادهیامبو (۲۰۱۰) به آزمایش دوباره علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای سه کشور آفریقایی و با در نظر گرفتن قیمت به‌عنوان متغیر اضافی پرداخت، دلیل در نظر گرفتن متغیر قیمت این است که افزایش در قیمت منجر به کاهش در تقاضای انرژی شده و مصرف انرژی را کاهش می‌دهد؛ از سوی دیگر افزایش در قیمت انرژی منجر به کاهش در تقاضای انرژی شده و تولید را کاهش می‌دهد. بر اساس نتایج تحقیق فوق علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌صورت معنی‌داری در سه کشور مورد بررسی متفاوت است؛ به‌طوری‌که در آفریقای جنوبی و کنیا ارتباط علی یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد، در حالی که در کنگو، علیت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی است. وانگ و همکاران^۵ (۲۰۱۱)، ۲۸ ایالت چین را در دوره‌ی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند و علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را استنتاج کردند. ژانگ^۶ (۲۰۱۱)، ارتباط علی دو طرفه را بین مصرف انرژی و متغیرهای اقتصادی در روسیه و هفت کشور آمریکای جنوبی مشاهده کردند.

1. Jumbe
2. error correction vector
3. Toda and Yamamoto
4. Wolde-Rufael
5. Wang and *et al.*
6. Zhang

اگو و همکاران (۲۰۱۱)، ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ۲۱ کشور آفریقایی را در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار دادند که چنین ارتباطی بسته به توسعه یافتگی کشورها بسیار متفاوت مشاهده شد.

مطالعاتی که تاکنون بررسی شده است شکست ساختاری را در تحلیل‌های خود در نظر نگرفته‌اند. بر این اساس لی و چانگ^۱ (۲۰۰۵) با استفاده از آزمون ریشه واحد و تست هم‌انباشتگی و در نظر گرفتن شکست ساختاری، به بررسی ارتباط مصرف انرژی و GDP تایوان در دوره ۱۹۵۴ تا ۲۰۰۳ استفاده کردند؛ نتایج مطالعه نشان داد که در بلندمدت مصرف انرژی منجر به رشد اقتصادی می‌شود و حفظ انرژی ممکن است به رشد اقتصادی آسیب برساند.

اسو^۲ (۲۰۱۰) با استفاده از روش آزمایش گرگوری و هانسن^۳ (۱۹۹۶a و ۱۹۹۶b) برای هم‌انباشتگی آستانه^۴، ارتباط بلندمدت و علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در کشورهای آفریقایی در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار داد، بر اساس نتایج مطالعه فوق مصرف انرژی با رشد اقتصادی در ۵ کشور هم‌انباشته بوده و علیت دوطرفه بین مصرف انرژی و GDP واقعی در ساحل عاج و علیت یک طرفه از GDP واقعی به مصرف انرژی در کنگو و غنا مشاهده گردید.

فلاحی (۲۰۱۱) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکف (MS-VAR)^۵ و با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ آمریکا، به بررسی ارتباط علی مصرف انرژی و GDP در اقتصاد آمریکا پرداخت، بر اساس نتایج در رژیم یک (رژیم رکود)، علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و GDP در اقتصاد آمریکا وجود دارد، درحالی‌که در رژیم دو (رژیم رونق) علیتی بین دو متغیر فوق مشاهده نشد.

بیشتر مطالعاتی که تاکنون بررسی گردیده است معمولاً از ۳۰ تا ۳۵ داده استفاده کرده‌اند که قدرت تخمین‌ها را کاهش می‌دهد، به‌علاوه درون‌زایی رگرسورها را در مدل‌های پانل در نظر نگرفته‌اند. برای حل این مشکل جدید استفاده از مدل‌های پانل دیتا دینامیک^۶، حداقل مربعات عادی دینامیک (DOLS)^۷ و ols کاملاً اصلاح شده (FMOLS)^۸ را مورد استفاده قرار داده‌اند. برای مثال لی^۹ (۲۰۰۵) مدل‌های هم‌انباشتگی پانل و تصحیح خطای پانل را به‌منظور بررسی ارتباط علی مصرف انرژی و GDP

1. Lee and Chang
2. Esso
3. Gregory and Hansen
4. threshold cointegration
5. Markov-switching vector autoregressive
6. dynamic panel data
7. Dynamic Ordinary Least Square
8. Fully Modified OLS
9. Lee

در ۱۸ کشور در حال توسعه در طول دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۱ به کار بست. او دریافت که علیت دوطرفه در کوتاه مدت و بلندمدت بین مصرف انرژی و GDP وجود دارد.

مهدون و اسافو-ادجی^۱ (۲۰۰۷) با آزمون دوباره ارتباط مصرف انرژی و رشد اقتصادی در یک مدل تصحیح خطای پانل برای ۲۰ کشور صادر کننده و وارد کننده انرژی و به حساب آوردن متغیر قیمت، دریافت که در کشورهای صادرکننده انرژی، در کشورهای توسعه یافته، هم در بلندمدت و هم کوتاه مدت ارتباط دوطرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد، در حالی که در کشورهای در حال توسعه، مصرف انرژی تنها در کوتاه مدت بر روی رشد اقتصادی مؤثر است.

آپرگیس و پاین^۲ (۲۰۰۹b) ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای ۱۱ کشور ایالات خودمختار مشترک المنافع (CIS)^۳ در دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۵، با استفاده از مدل تصحیح خطا و هم انباشتگی پانل غیر متجانس^۴ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها وجود علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی را در کوتاه مدت استنتاج کردند.

به صورت مشابه آپرگیس و پاین (۲۰۰۹a) برای شش کشور آمریکای مرکزی در دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۴، وجود علیت کوتاه مدت و بلندمدت مصرف انرژی به رشد اقتصادی را استنتاج کردند. آپرگیس و پاین (۲۰۱۰) با استفاده از علیت پانل و تست هم انباشتگی^۹ کشور آمریکای جنوبی، دریافتند که هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت علیت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد.

ازترک و همکاران^۵ (۲۰۱۰)، ارتباط علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ۵۱ کشور را از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند؛ بر اساس نتایج تحقیق فوق، علیت بلندمدت از GDP به رشد اقتصادی برای کشورهایی با درآمد پایین وجود دارد، به علاوه برای کشورهایی با درآمد میانی، علیت دوطرفه می باشد.

هانگ و همکاران^۶ (۲۰۰۸)، با استفاده از پانل دینامیک و داده های ۸۲ کشور با سطح درآمدی متفاوت، فرض خنثی ای را در کشورهایی با درآمد پایین مشاهده کردند، در حالی که در گروه درآمدی میانه، رشد اقتصادی منجر به مصرف انرژی می شود. در گروه درآمدی بالا، اثر کلی رشد اقتصادی بر روی مصرف انرژی منفی تشخیص داده شد.

در مطالعات داخلی، دامن کشیده و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداختند. این مطالعه رأی کشورهای منتخب سند چشم انداز بیست ساله ایران در طی

1. Mahadevan and Asafu-Adjaye
2. Apergis and Payne
3. The Commonwealth of Independent States
4. heterogeneous panel cointegration test
5. Ozturk and *et al.*
6. Huang and *et al.*

سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۹ در قالب تکنیک داده‌های پانلی با رهیافت حداقل مربعات معمولی انجام گرفته است بر اساس نتایج رگرسیون، شاهد رابطه مثبت و معنی‌داری در طی زمان مورد بررسی هستیم. صادقی و همکاران (۱۹۹۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی پرداختند. این مطالعه برای کشورهای منطقه منا در طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۹ با تکیه بر تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته صورت گرفت. نتایج حاصل از تخمین مدل دلالت بر وجود رابطه علی یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی بوده است.

۳. روش راه‌گزینی مارکف

در این تحقیق نیز سعی شده است که بر اساس یک مدل تک متغیره مدل اتورگرسیون راه‌گزینی مارکف که توسط کروزلیگ^۱ (۱۹۹۷) معرفی شده است، به بررسی نحوه اثرگذاری رشد مصرف انرژی بر روی رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف پرداخته شود، برای این منظور ابتدا در مدل راه‌گزینی مارکف فرض می‌شود که انحراف رشد ارزش‌افزوده (r_t) از میانگینش، از فرآیند اتورگرسیون مرتبه p رابطه‌ی (۱) پیروی می‌کند:

$$r_t - \mu(S_t) = a_1(r_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \dots + a_p(r_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t \quad (1)$$

فرض شده است که میانگین فرآیند (μ)، به یک متغیر پنهان S_t وابسته می‌باشد، به طوری که خطاهای مستقل ε_t ، با میانگین صفر و واریانس ثابت δ^2 ، به صورت یکسان توزیع شده‌اند؛ این وابستگی دلالت بر این دارد که رژیم‌های متفاوت با توزیع شرطی بازده بازار سهام، به هم وابسته هستند. متغیر پنهان S_t ، وضعیت سیکل‌های تجاری را نشان می‌دهد. پارامترهای خودرگرسیون رابطه‌ی (۱)، می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۲)، تابعی از وضعیت S_t در زنجیره مارکف باشد:

$$r_t = c(S_t) + a_1(S_t)r_{t-1} + \dots + a_p(S_t)r_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده به وسیله‌ی عدد صحیح $1, 2, 3, \dots, M$ را بگیرد، رابطه‌ی (۲) ترکیبی از M مدل خود رگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیم، مدل (۲) وضعیت رکود (هنگامی که $S_t = 1$) را به خوبی وضعیت رونق (هنگامی که $S_t = 2$) در متغیر رشد ارزش‌افزوده نشان می‌دهد. بنابراین رشد ارزش‌افزوده در حالت رکود می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۳) نشان داده شود:

$$r_t = c_1 + a_{11}r_{t-1} + \dots + a_{p1}r_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

درحالی‌که اگر رشد ارزش‌افزوده در حال رونق باشد، به صورت رابطه‌ی (۴) مدل‌سازی می‌شود:

$$r_t = c_2 + a_{12}r_{t-1} + \dots + a_{p2}r_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

پارامترهای فرآیند شرطی، به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیرقابل مشاهده باشد وابسته می‌باشند. بنابراین به منظور تشریح کامل فرآیند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرآیند خلق رژیم لازم می‌باشد. در مدل راه‌گزینی مارکف، فرآیند خلق رژیم، یک زنجیره مارکف با تعداد محدودی از وضعیت‌ها که به وسیله احتمالات انتقال رابطه‌ی (۵) تعریف شده‌اند می‌باشد:

$$P_{ij} = \Pr(S_t = j \mid S_{t-1} = i), \quad \sum_{j=1}^M P_{ij} \quad (۵)$$

به صورت دقیق‌تر برای $M, j = 1, 2, 3, \dots, M, \forall i$ ، فرض شده است که S_t از یک فرآیند مارکف M وضعیت، با یک ماتریس انتقال غیرقابل تقلیل رابطه‌ی (۶) تبعیت می‌کند:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \dots & P_{MM} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

در رابطه‌ی فوق، $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \dots - p_{i,M-1}$ برای $i = 1, 2, 3, \dots, M$ می‌باشد.

۳-۱. تعیین مدل اثر رشد مصرف انرژی بر روی رشد ارزش افزوده

این بخش در جهت پاسخگویی به این سؤال که آیا رشد مصرف انرژی بر روی رشد ارزش افزوده اثرگذار است یا خیر می‌باشد. ارتباط دینامیکی بین دو متغیر فقط به وسیله‌ی اضافه کردن ضرایب وقفه‌دار شده متغیر رشد مصرف انرژی به مدل خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکف r_t کشف می‌شود. در ابتدا یک بسط از رابطه‌ی (۱) که به وسیله‌ی کرولزیگ (۱۹۹۷) به عنوان مدل میانگین راه‌گزینی مارکف (MSM) معرف شده است، به صورت رابطه‌ی (۷) و (۸) تخمین زده می‌شود:

$$r_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^p a_i(r_{t-i} - \mu(S_{t-i})) + \sum_{j=1}^q \gamma_j ECG_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \delta^2) \quad (۸)$$

در رابطه‌ی (۷)، ECG_t رشد مصرف انرژی می‌باشد. به علاوه S_t یک متغیر پنهان است که وضعیت سیکل تجاری را نشان می‌دهد. مدل جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSI)^۲ به صورت رابطه‌ی (۹) و (۸) می‌باشد:

1. Markov switching Mean
2. Markov switching Intercept

$$r_t = c(S_t) + \sum_{i=1}^p a_i(r_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \gamma_j ECG_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

رابطه‌ی (۹) دلالت بر این دارد که یک تغییر در جمله‌ی ثابت $c(S_t)$ ، یک تعدیل صاف از رشد ارزش‌افزوده را پس از تغییر در رژیم می‌باشد. توجه شود که مدل MSI، با فرض واریانس همسان رابطه‌ی (۹) می‌باشد؛ به‌علاوه مدل‌های (۷) - (۸) و (۸) - (۹)، می‌توانند در دو جهت کلی تعمیم داده شوند:

۱. به این دلیل که رشد ارزش‌افزوده در حالت رکود، عموماً متفاوت از حالت رونق اقتصادی می‌باشد، با بسط مدل‌های تک متغیره، می‌تواند یک واریانس متغیر رژیمی عبارت اختلال، به‌صورت رابطه‌ی (۱۰) در مدل‌های فوق ترکیب کرد:

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \delta^2(S_t)) \quad (10)$$

روابط (۷) - (۱۰)، مدل‌های ناهمسانی واریانس میانگین راه‌گزینی مارکف (MSMH)^۱ و روابط (۹) - (۱۰)، مدل‌های ناهمسانی واریانس جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIH)^۲ را تعریف می‌شوند.
۲. اگر بخش خود رگرسیون مدل‌های MSI و MSM تابعی از متغیر وضعیت S_t باشد، به‌صورت رابطه‌ی (۸) - (۱۱) و (۸) - (۱۲)، به‌عنوان مدل‌های خود رگرسیون جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIA)^۳ و خود رگرسیون میانگین راه‌گزینی مارکف (MSMA)^۴ شناخته می‌شوند:

$$r_t = c(S_t) + \sum_{i=1}^p a_i(r_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \gamma_j(S_t) \text{oil}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$r_t - \mu(S_t) = \sum_{i=1}^p a_i(r_{t-i} - \mu(S_{t-i})) + \sum_{j=1}^q \gamma_j(S_t) \text{oil}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

به‌علاوه روابط (۱۱) - (۱۰) و (۱۲) - (۱۰)، به‌ترتیب مدل‌های ناهمسانی واریانس خود رگرسیون جمله ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIAH)^۵ و ناهمسانی واریانس خود رگرسیون میانگین راه‌گزینی مارکف (MSMAH)^۶ تعریف می‌شوند.

1. Markov switching Mean Heteroskedastic
2. Markov switching Intercept Heteroskedastic
3. Markov switching Intercept Autoregressive
4. Markov switching Mean Autoregressive
5. Markov switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
6. Markov switching Mean Autoregressive Heteroskedastic

روش تخمین حداکثر راست نمایی (ML)^۱ روابط فوق، بر اساس الگوریتم حداکثرسازی انتظار (EM)^۲ می‌باشد (همیلتون، ۱۹۸۹). به‌عنوان یک محصول از مرحله تخمین، احتمالات صاف‌شده مرحله i از $1, \dots, K$ از $P(S_t = j | Y_T, \dots, Y_1, h)$ حاصل خواهند شد. از طرفی احتمالات انتقال، مدت انتظاری رژیم j را توسط فرمول $D_j = (1 - p_{jj})^{-1}$ $i = 1, \dots, K$ محاسبه می‌کنند؛ به‌طوری‌که به‌وسیله‌ی تخصیص مشاهده‌ی t بازده بازار سهام در رژیم m ، با بالاترین احتمال صاف شده، ما یک طبقه‌بندی مبتنی بر مدل را از رژیم متفاوت بازده بازار سهام تولید می‌کنیم (همیلتون، ۱۹۹۸).

۳-۲. استراتژی انتخاب مدل

روش تجربی انتخاب مدل‌های راه‌گزینی مارکف، به شرح زیر است (کلگنی و مانرا^۳، ۲۰۰۹):

- مرحله‌ی اول، تست بررسی حالت غیرخطی در داده‌ها می‌باشد. در آنالیز این تحقیق، از تست توسعه داده شده توسط آنج و بکرت^۴ (۱۹۹۸) استفاده شده است؛ برای این منظور فرض وجود مدل خطی را در برابر مدل راه‌گزینی مارکف، با استفاده از تست نرخ راست‌نمایی (LR)^۵ پیشنهاد شده به‌وسیله گارسیا و پرون^۶ (۱۹۹۶) بررسی شده است. در تست فوق، فرض صفر (که در آن تغییر رژیم وجود ندارد)، تقریباً به‌صورت توزیع خی دو $(\chi^2(q))$ توزیع شده است که در آن q ، تعداد پارامترهای محدودیتی می‌باشد که تحت فرض صفر تعریف نشده‌اند.
- مرحله‌ی دوم، چگونگی تعیین تعداد رژیم‌های و جملات خودرگرسیون لازم جهت مدل‌سازی فرآیند می‌باشد. پسراداسکی و سپاگنولو^۷ (۲۰۰۳) پیشنهاد کردند که از ضوابط اطلاعات آکائیک (ACI)^۸ برای این منظور استفاده شود. آزمایشات مونت کارلو نشان داد که روش انتخاب بر اساس ACI (که به اصطلاح روش سه بخشی نامیده می‌شود)، عموماً در تعیین تعداد صحیح رژیم‌ها و جملات خود رگرسیون موفق می‌باشد. بر این اساس ما از معیار آکائیک (AIC)^۹ به منظور تعیین تعداد رژیم‌ها، رتبه اتورگرسیون p و رتبه فرآیند راه‌گزینی مارکف q استفاده کرده‌ایم. برای این منظور، یک بار تشخیص بهینه در داخل یک نوع خاص از مدل راه‌گزینی مارکف به دست آمده و سپس، انواع مختلف مدل‌های انتخاب شده با هم مقایسه می‌شود. در نهایت مدل‌های با بهترین معیار AIC، بر اساس معیارهایی به شرح زیر با هم مقایسه گردیده و مدل بهینه انتخاب می‌گردد:

1. Maximum likelihood
2. Expectation-Maximization
3. Cologni and Manera
4. Ang and Bekaert
5. likelihood ratio
6. Garcia and Perron
7. Psaradakis and Spagnolo
8. Akaike Information Criterion
9. Akaike Information Criterion

- ✓ ارزش تابع لگاریتم راست‌نمایی (InL)^۱
- ✓ ارزش میانگین یا جمله‌ی ثابت تخمین زده شده در رژیم‌های متفاوت
- ✓ ارتباط بین احتمالات راه‌گزینی رژیم و اصول اقتصاد کلان.

۴. تجزیه و تحلیل نتایج

۴-۱. تجزیه و تحلیل آمار و اطاعات

در این تحقیق از داده‌های سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۲، متغیر رشد مصرف انرژی بخش‌های مختلف به‌عنوان متغیر مستقل (بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام) که شامل مصرف فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، زغال‌سنگ، منابع تجدیدپذیر قابل احتراق و برق مورد استفاده در بخش‌های مختلف اقتصاد کشور است و رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، رشد ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات و رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. داده‌های تحقیق از ترازنامه انرژی و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند. با توجه به مقادیر بحرانی آکائیک^۲ (۱۹۷۴)، تست LR و قدرت مدل‌های برآوردی در توصیف رژیم‌های رکود و رونق، تعداد رژیم‌های متغیرهای مدل ۲ تعیین شده است به‌علاوه رتبه خود رگرسیون و تعداد رژیم‌های رشد ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات و رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن ۲ می‌باشد. برای بررسی حالت غیرخطی بودن متغیرها، در این تحقیق از تست نرخ راست‌نمایی معرفی شده به‌وسیله‌ی گارسیا و پرون^۳ (۱۹۹۶) استفاده کرده‌ایم. آماره تست LR به وسیله رابطه‌ی $LR=2|\ln L_{AR} - \ln L_{MS-AR}|$ تعیین شده و ارزش بحرانی مبتنی بر ارزش P داویس^۴ (۱۹۸۷) که به‌وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده است می‌باشد. نتایج در جدول (۱) قابل مشاهده است. بر این اساس فرض صفر عدم تغییر رژیم در رشد ارزش‌افزوده به‌وسیله یک فرآیند AR یک رژیمه، در مقابل یک ساختار MS-AR که تغییر در میانگین رشد ارزش‌افزوده را دو رژیم متفاوت مورد آزمون قرار گرفته است. بر اساس نتایج جدول (۱)، تست نرخ راست‌نمایی بیانگر بهتر بودن مدل MS با احتمالات انتقال ثابت شده و شمول دو رژیم، نسبت به مدل AR خطی برای متغیرهای رشد ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات و رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن با سطح معنی‌داری ۱ درصد می‌باشد؛ اما در فرآیند مدل‌سازی متغیر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، تفاوتی بین مدل‌های خطی و غیرخطی وجود ندارد.

1. log-likelihood
 2. Akaike
 3. Garcia and Perron
 4. Davies

جدول ۱: تست LR بررسی حالت خطی بودن متغیرهای مدل

	AR (In L_{AR})	MS-AR (In L_{MS-AR})	LR test statistica
رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۱۴۰/۶۸	-۱۴۰/۶۸	۰
رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	-۱۶۴/۰۰۱	-۱۶۰/۳۶	۷/۲۸**
رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن	-۱۵۸/۶۸	-۱۵۵/۷۷	۵/۸۳**

***: در سطح ۱٪ معنی دار می باشد.

منبع: محاسبات محقق

۲-۴. مدل MS-AR با احتمالات انتقال ثابت شده

در این بخش نتایج تخمین مدل MS-AR تک متغیره^۱ با احتمالات انتقال ثابت شده، برای متغیرهای رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات و رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن ارائه شده است. بر اساس مقادیر آماره‌های حداکثر راست‌نمایی و آکائیک، ضرایب جمله ثابت و خود رگرسیون متغیرهای مورد بررسی وابسته به رژیم تشخیص داده شده است (اجازه داده شده است که در رژیم‌های مختلف تغییر کنند). نتایج در جدول (۲) قابل مشاهده است:

جدول ۲: تخمین پارامترهای مدل MS(2)-AR(3) متغیرهای مدل

	رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی				رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن				رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات			
	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۱		رژیم ۲	
	ت.ز.	آ.ما	ت.ز.	آ.ما	ت.ز.	آ.ما	ت.ز.	آ.ما	ت.ز.	آ.ما	ت.ز.	آ.ما
جمله ثابت	۴/۰۸	۴/۸۱***	۴/۰۸	۴/۷۴***	۶/۶۵	۴/۱۶***	۱۰/۶۳	۲۷/۶***	۸/۷۹	۱۰/۸۶***	۷/۶۷	۲/۰۱***
AR(1)	-۰/۰۲	-۱/۸۷**	-۰/۰۲	-۱/۸۷**	۰/۳۹	۲/۱۶***	۰/۰۶۶	۰/۹۷	-۰/۰۲	-۰/۱۸	۰/۴۳	۱/۹۹**
AR(2)	-۰/۰۱	-۰/۹۸	-۰/۰۱	-۰/۹۸	-۰/۳۷	-۲/۳۲***	۳/۵۴	۲۱/۸۱***	۳/۱۵	۱۸/۰۴***	-۰/۰۳	-۰/۱۳
انحراف معیار	۵/۹۲	۳/۳۶***			۷/۶۱	۶/۷۳***			۸/۱۲	۳/۷۴***		

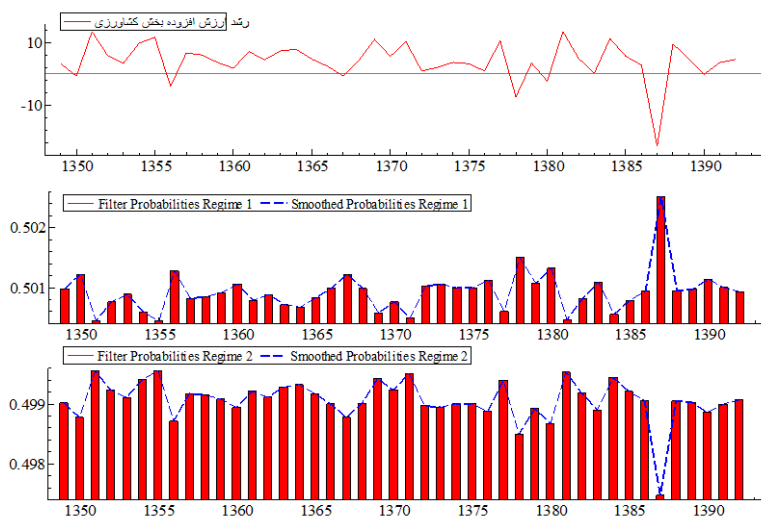
*** در سطح ۱٪ معنی دار است؛

** در سطح ۵٪ معنی دار است؛

* در سطح ۱۰٪ معنی دار است

منبع: محاسبات محقق

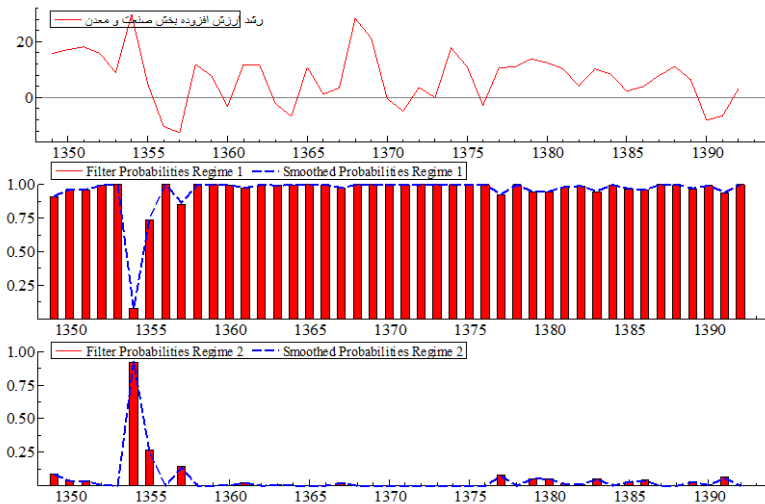
بر اساس نتایج حاصل از تخمین جدول (۲)، ضرایب جمله ثابت مدل معنی دار می باشد؛ در شکل (۱) تا (۳)، احتمالات انتقال پیش بینی شده توسط مدل MS-AR، در دو رژیم ارزش افزوده بخش های مختلف ارائه شده است. بر اساس شکل (۱) تا (۳)، هر چه احتمال صاف شده و فیلتر شده رژیم، در یک دوره زمانی به یک نزدیک تر باشد، احتمال قرار گرفتن رشد ارزش افزوده بخش های مختلف در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. بر این اساس، نتایج بیانگر این است که رژیم یک با میانگین پایین رشد ارزش افزوده بخش های مختلف (یا فاز رکود ارزش افزوده بخش های مختلف) و رژیم دو با میانگین بالای رشد ارزش افزوده بخش های مختلف (یا فاز رونق ارزش افزوده بخش های مختلف) منطبق است.



شکل ۱: احتمالات انتقال مدل MS(2)-AR(3) متغیر رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش کشاورزی

منبع: محاسبات محقق

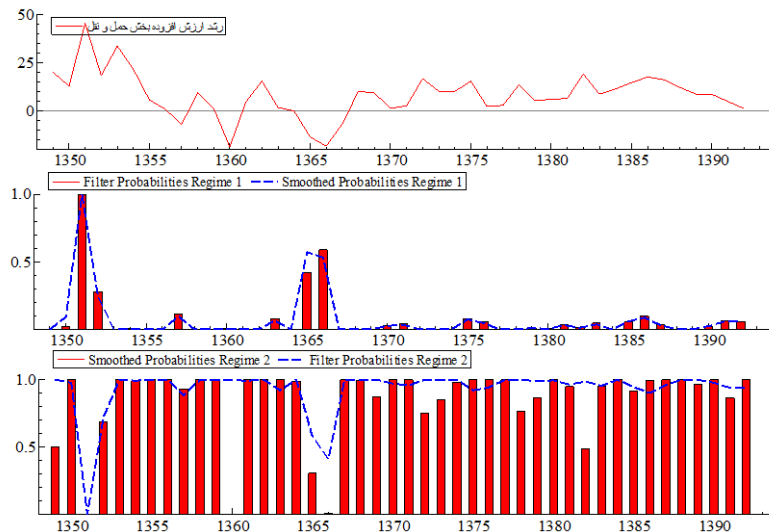
بر اساس شکل (۱)، مدل MS-AR در تفسیر مسیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب عمل می کند. به علاوه شکل (۱) نشان می دهد که میانگین رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش کشاورزی در رژیم یک کم و در رژیم دو زیاد است.



شکل ۲: احتمالات انتقال مدل MS(2)-AR(3) متغیر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن

منبع: محاسبات محقق

بر اساس شکل (۲)، مدل MS-AR در تسخیر مسیر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب عمل می‌کند. به علاوه شکل (۲) نشان می‌دهد که میانگین رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در رژیم یک کم و در رژیم دو زیاد است.



شکل ۳: احتمالات انتقال مدل MS(2)-AR(3) متغیر رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل

منبع: محاسبات محقق

بر اساس شکل (۳)، مدل MS-AR در تسخیر مسیر رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب عمل می‌کند. به علاوه میانگین رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش حمل و نقل در رژیم یک کم و در رژیم دو زیاد است.

۳-۴. اثر رشد مصرف انرژی بخش‌های مختلف بر رشد ارزش افزوده آن بخش

در این بخش نتایج حاصل از ورود متغیرهای رشد مصرف انرژی بخش‌های مختلف در مدل‌های رشد ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد، مورد بررسی قرار گرفته شده است. به منظور بررسی معناداری ورود متغیر رشد مصرف انرژی بخش‌های مختلف از تست $LR=2|\ln L_{MS-ARX} - \ln L_{MS-AR}|$ جهت مقایسه مدل‌های تخمینی استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل‌سازی متغیرهای مدل، در دو حالت حضور متغیر رشد ارزش مصرف انرژی در مدل در فرآیند مدل‌سازی (مدل MS-ARX) و عدم وجود آن (مدل MS-AR)، در جدول (۳) مقایسه شده است.

جدول ۳: تست LR بررسی حضور یا عدم حضور متغیر رشد مصرف انرژی در فرآیند مدل‌سازی مدل

	MS-AR (ln L MS-AR)	MS-ARX (ln MS-ARX)	LR test statistica
رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۱۴۰/۶۸	-۱۲۶/۷۹	۲۷/۷۸***
رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	-۱۶۰/۳۶	-۱۵۴/۱۲	۱۲/۴۸***
رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن	-۱۵۵/۷۷	-۱۵۰/۲۴	۱۱/۰۶***

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

منبع: محاسبات محقق

نتایج تست آشکار می‌کند که مدل MS-ARX نرخ راست‌نمایی بالاتری در مقایسه به مدل MS-AR تک‌متغیره دارد و مدل MS-AR تک‌متغیره در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر تأثیر رشد مصرف انرژی بخش‌های مختلف بر رشد ارزش افزوده آن بخش در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. در جدول (۵)، نتایج تخمین مدل MS-ARX متغیر رشد ارزش افزوده بخش‌های مختلف با شمول متغیر رشد مصرف انرژی آن بخش ارائه شده است.

جدول ۴: شمول متغیر رشد مصرف انرژی در مدل MS(2)-ARX(3) رشد ارزش افزوده بخش های مختلف

	رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی				رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن				رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات			
	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۱		رژیم ۲	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
جمله ثابت	۲/۵۵	۴/۸۱***	۳/۷۴	۵/۰۰۳***	-۳/۶	-۰/۵۸۷	۶/۲	۱/۷۳	-۰/۰۶	-۰/۰۳	۶/۶۴	۲/۰۰۵**
AR(1)	-۰/۰۲	-۱/۸۷**	-۰/۲۲	-۲/۱۵**	۰/۵۶	۰/۹۷	۰/۳۴	۱/۲۹	-۱/۰۹	-۱۳/۷**	-/۲۵	-۱/۶۷*
AR(2)	-۰/۰۱	-۰/۹۸	-۰/۱۸	-۱/۰۷	-۱	-۴/۰۸***	-۰/۳۰	-۱/۷۲	۱/۲۵	۱۳/۳۹***	۰/۰۸۹	۰/۳۲
EG	-۱/۶۴	-۵۹/۲***	۰/۱	۱/۳۷	۱/۶۴	۱/۹۸**	-۰/۰۳	-۰/۰۹	۲/۱	۱۹/۴۱***	۰/۴۲	۱/۵۳
EG (1)	-۲/۴	-۴۳/۱۴***	۰/۴۲	۰/۵۱	۰/۲۹	۰/۹۵	۰/۰۲	۰/۱	۰/۹۵	۶/۶۴***	-۰/۱۵	-۰/۵۱
انحراف معیار	۳/۲۴	۳/۰۲***			۶/۰۷	۵/۰۱***			۶/۰۲	۴/۳***		

*** در سطح ۱٪ معنی دار است؛

** در سطح ۵٪ معنی دار است؛

* در سطح ۱۰٪ معنی دار است

منبع: محاسبات محقق

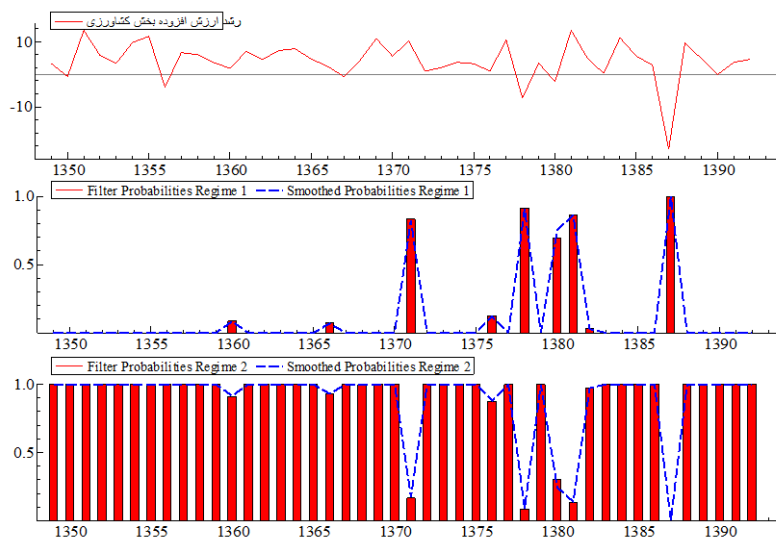
در جدول (۵)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم حاصل از تخمین مدل MS-ARX، ارائه شده است:

جدول ۵: ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی		رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن		رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	
	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۰۶۸	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۱۳
رژیم ۲	۰/۹۳	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۷۷	۰/۸۱	۰/۸۷

منبع: محاسبات محقق

در شکل (۱) تا (۳)، احتمالات انتقال پیش‌بینی شده توسط مدل MS-ARX، در دو رژیم ارزش افزوده بخش‌های مختلف ارائه شده است.

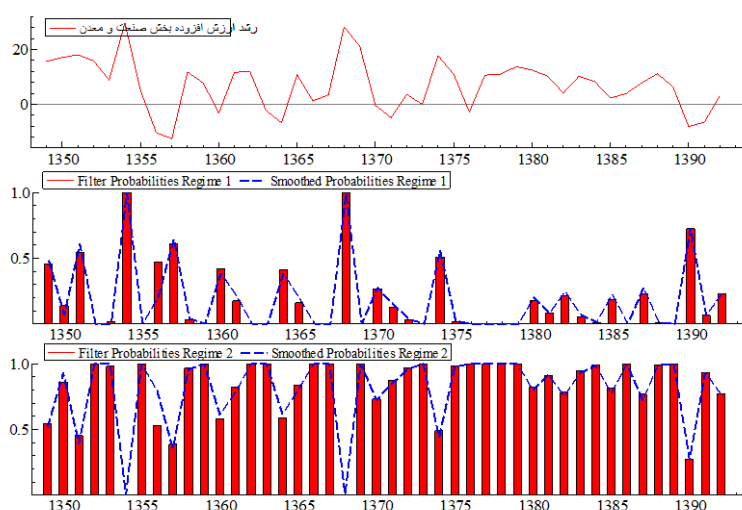


شکل ۴: احتمالات انتقال مدل MS(2)-ARX(3) متغیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی با شمول متغیر رشد مصرف انرژی

منبع: محاسبات محقق

بر اساس شکل (۴)، مدل MS-ARX در تسخیر مسیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر دو حالت رژیم یک و دو نسبت به مدل MS-AR فاقد متغیر رشد مصرف انرژی (شکل ۱) بهتر عمل کرده

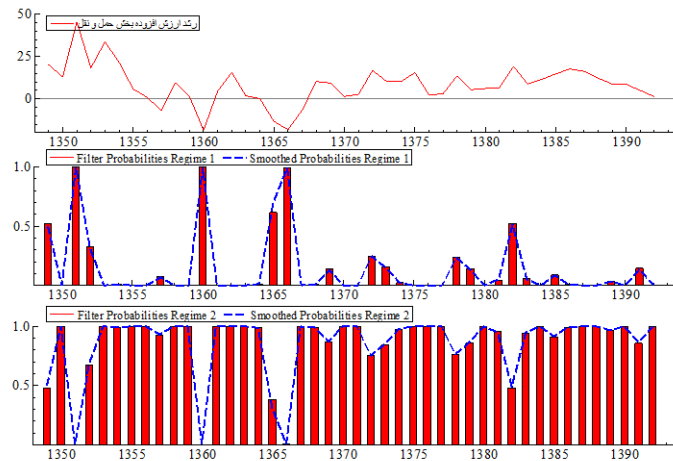
است. به علاوه شکل (۴) نشان می‌دهد که میانگین رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش کشاورزی در رژیم یک کم و در رژیم دو زیاد است.



شکل ۵: احتمالات انتقال مدل $MS(2)-ARX(3)$ متغیر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن با شمول متغیر رشد مصرف انرژی

منبع: محاسبات محقق

بر اساس شکل (۵)، مدل $MS-ARX$ در تسخیر مسیر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در هر دو حالت رژیم یک و دو نسبت به مدل $MS-AR$ فاقد متغیر رشد مصرف انرژی (شکل ۲) بهتر عمل کرده است. به علاوه شکل (۵) نشان می‌دهد که میانگین رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در رژیم یک کم و در رژیم دو زیاد است.



شکل ۶: احتمالات انتقال مدل $MS(2)-ARX(3)$ متغیر رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل با شمول متغیر رشد مصرف انرژی

منبع: محاسبات محقق

بر اساس شکل (۶)، مدل $MS-ARX$ در تسخیر مسیر رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات در هر دو حالت رژیم یک و دو نسبت به مدل $MS-AR$ فاقد متغیر رشد مصرف انرژی (شکل ۳) بهتر عمل کرده است. به علاوه میانگین رشد اقتصادی ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات در رژیم یک کم و در رژیم دو زیاد است.

۵- نتیجه گیری

نتایج مطالعه حاضر به شرح زیر است:

۱. بر اساس جدول (۴)، شمول ضرایب تخمین زده شده متغیر رشد مصرف انرژی بخش کشاورزی در مدل $MS-ARX$ متغیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، در رژیم یک (با میانگین پایین رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی) معنی دار و در رژیم دو (با میانگین رشد بالا) بی معنی تشخیص داده شده است، به طوری که ضریب رشد مصرف انرژی در رژیم یک، در سطح $۱/۶۴-$ و در وقفه اول، $۲/۴-$ می باشد. ضریب تخمینی سطح متغیر رشد مصرف انرژی بخش صنعت و معدن در مدل $MS-ARX$ متغیر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن، در رژیم یک (با میانگین پایین رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن) معنی دار تشخیص داده شده است، به طوری که مقدار آن $۱/۶۴$ می باشد. ضرایب تخمینی سطح و وقفه اول متغیر رشد مصرف انرژی بخش حمل و نقل، در مدل $MS-ARX$ متغیر رشد ارزش افزوده بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات، در رژیم یک (با میانگین پایین رشد) معنادار است، به طوری که مقدار عددی آن در سطح $۲/۱$ و در وقفه اول، $۰/۹۵$ است.

۲. بر اساس جدول (۵) احتمالات انتقال $\text{Prob}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.068$ ، $\text{Prob}(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.99$ نشان‌دهنده‌ی پایایی رژیم دو (رژیم میانگین بالای رشد ارزش افزوده) متغیر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌باشد و در صورت قرار گرفتن در فاز رونق، تنها به احتمال ۰/۰۱ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی وارد رژیم یک (رژیم میانگین پایین رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی یا فاز رکود) می‌شود، همچنین در صورت قرار گرفتن در فاز رکود، به احتمال ۰/۹۳ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی وارد فاز رونق می‌شود؛ احتمالات انتقال نشان‌دهنده‌ی پایایی رژیم دو (رژیم میانگین بالای رشد ارزش افزوده) متغیر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن می‌باشد و در صورت قرار گرفتن در فاز رونق، تنها به احتمال ۰/۲۳ رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن وارد رژیم یک (رژیم میانگین پایین رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن یا فاز رکود) می‌شود، به‌علاوه در صورت قرار گرفتن در فاز رکود، به احتمال ۰/۹۹ درصد رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن وارد فاز رونق می‌شود؛ احتمالات انتقال $\text{Prob}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = 0.19$ ، $\text{Prob}(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = 0.87$ نشان‌دهنده‌ی پایایی رژیم دو (رژیم میانگین بالای رشد ارزش افزوده) متغیر رشد ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات می‌باشد و در صورت قرار گرفتن در فاز رونق، تنها به احتمال ۰/۱۳ متغیر فوق وارد رژیم یک (رژیم میانگین پایین رشد ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات یا فاز رکود) می‌شود، به‌علاوه در صورت قرار گرفتن در فاز رکود، به احتمال ۰/۸۱ رشد ارزش افزوده بخش حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات وارد فاز رونق می‌شود؛ نتایج فوق نشان‌دهنده رفتار نامتقارن رشد ارزش افزوده بخش‌های مختلف کشور در فازهای رکود و رونق آن دارد.
۳. نتایج تحقیق حاضر بیانگر اثر مثبت رشد مصرف انرژی بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و حمل نقل کشور در فاز رکود اقتصادی حاکم بر این بخش‌های است، از طرفی در بخش کشاورزی، در رژیم رکود شاهد اثرگذاری منفیرشد مصرف انرژی بر رشد ارزش افزوده این بخش هستیم. نتایج بیانگر این است که در فاز رونق، رشد مصرف انرژی دارای اثر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد کشور نمی‌باشد.
۴. نتایج فوق بیانگر این مطلب است که اجرای سیاست‌های مانند هدفمندی یارانه‌های انرژی، در صورتی که زمینه‌ساز کاهش مصرف انرژی شود، بسته به شرایط حاکم بر اقتصاد کشور می‌تواند اثرات متفاوتی را بر روی ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته باشد، در صورتی که چنین سیاست‌های زمینه‌ساز رکود اقتصادی گردند یا در شرایط رکود حاکم بر اقتصاد کشور اجرا گردند، می‌توانند منجر به رکود فزاینده‌تری در اقتصاد شوند.
۵. از طرفی نتایج مطالعه حاضر بیانگر عدم اثرگذاری رشد مصرف انرژی در تداوم دوره‌هایی رونق اقتصادی ایران دارد، نتایج فوق بیانگر این مهم است که سیاست‌های بخش انرژی کشور نتوانسته‌اند در

جهت تداوم رونق در اقتصاد کشور عمل کنند و تنها در دوره‌های رکود اقتصادی می‌توانند به‌عنوان عاملی کوتاه‌مدت در عبور از رکود عمل کنند.

منابع

- صادقی، سیدکمال؛ قمری، نیر و فشاری، مجید (۱۹۹۳)، بررسی رابطه علی مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منطقه MENA (رهیافت گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۷: ۱۲۱-۱۴۰.
- دامن کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ عربی، حسین و احمدی، حسن (۱۳۹۲)، بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، مطالعه موردی: کشورهای منتخب سند چشم‌انداز بیست‌ساله ایران. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۲: ۶۱-۹۷.
- Ang, A.G. and Bekaert, G. (1998); Regime Switches in Interest Rates. Stanford University. Research Paper 1486.
- Apergis, N. and Payne, J.E. (2009a); Energy consumption and economic growth in Central America: evidence from a panel cointegration and error correction model. *Energy Economics* 31: 211-216.
- Apergis, N. and Payne, J.E. (2009b); Energy consumption and growth: evidence from the Commonwealth of Independent States. *Energy Economics* 31: 641-647.
- Apergis, N. and Payne, J.E. (2010); Energy consumption and economic growth in South America: evidence from a panel error correction model. *Energy Economics* 32: 1421-1426.
- Asafu-Adjaye, J. (2000); The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics* 22: 615-625.
- Belloumi, M. (2009); Energy consumption and GDP in Tunisia: cointegration and causality analysis 37 (7): 2745-2753.
- Cogni, A. and Manera, M. (2008); Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. *Energy Economics* 38: 856-888.
- Clements, M.P. and Krolzig, H.M. (2000); Modeling Business Cycle Features using Switching Regimes Models. Discussion Paper, Institute of Economics and Statistics Oxford.
- Clements, M.P. and Krolzig, H.M. (1998); A Comparison of the Forecast Performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP. *Econometrics Journal* 1, C47-C75.
- Cogni, A. and Manera, M. (2009); The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for G7 Countries. *Economic Modelling* 26, 1-29.
- Diebold, F.X. and Rudebusch, G.D. (1996); Measuring Business Cycles: a Modern Perspective. *Review of Economics and Statistics* 78, 67-77.
- Diebold, F.X. (1986); Modeling the Persistence of Conditional Variance: a Comment. *Econometric Reviews* 5: 51-56.
- Eggoh, J.C.; Bangake, C. and Rault, C. (2011); Energy consumption and economic growth revisited in African countries. *Energy Policy* 39: 7408-7421.
- Esso, L.J. (2010); Threshold cointegration and causality relationship between energy use and growth in seven African countries. *Energy Economics* 32: 1383-1391.

- Fallahi, F. (2011); Causal relationship between energy consumption (EC) and GDP: A Markov-switching (MS) causality. *Energy* 36: 4165-4170.
- Garcia, R. and Perron, P. (1996); An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts. *Review of Economics and Statistics* 78: 111-125.
- Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996a); Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70: 99-126.
- Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996b); Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58: 555-560.
- Hamilton, J.D. and Susmel, R. (1994); Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics* 64: 307-333.
- Hamilton, J.D. (1989); A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57: 357-384.
- Huang, B.N.; Hwang, M.J. and Yang, C.W. (2008); Causal relationship between energy consumption and GDP growth revisited: a dynamic panel data approach. *Ecological Economics* 67: 41-54.
- Johansen, S. (1988); Statistical analysis of cointegration vectors. *Energy Journal of Economics Dynamic and Control* 12: 231-254.
- Jumbe, C.B.L. (2004); Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi. *Energy Economics* 26, 61-68.
- Kim, C.J. and Nelson, C.R. (1999); In: *State-Space Models with Regime Switching*. Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge.
- Kraft, J. and Kraft, A. (1978); On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development* 3, 401-403.
- Krolzig, H.M. (1997); *Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycles Analysis*. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Volume 454. Springer, Berlin (out of print).
- Kim, C.J. and Nelson, C.R. (1998); Business Cycles Turning Points, A New Coincident Index and Tests of Duration Dependence based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching. *Review of Economics and Statistics* 80, 188-201.
- Lee, C.C. (2005); Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis. *Energy Economics* 27: 415-427.
- Lee, C.C. and Chang, C.P. (2005); Structural breaks, energy consumption, and economic growth revisited: evidence from Taiwan. *Energy Economics* 27: 415-427.
- Lee, C.C. and Chang, C.P. (2008); Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. *Resource and Energy Economics* 30: 50-65.
- Mahadevan, R., Asafu-Adjaye, J. (2007); Energy consumption, economic growth and prices: a reassessment using panel VECM for developed and developing countries. *Energy Policy* 35: 2481-2490.
- Odhambo, N.M. (2010); Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: a comparative study. *Energy Policy* 38 (5): 2463-2469.

- Ozturk, I.; Aslan, A. and Kalyoncu, H. (2010); Energy consumption and economic growth relationship: evidence from panel data for low and middle income countries. *Energy Policy* 38: 4422-4428.
- Psaradakis, Z. and Spagnolo, N. (2003); On the Determination of the Number of Regimes in Markov-Switching Autoregressive Models. *Journal of Time Series Analysis* 24: 237-252.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995); Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics* 66: 225-250.
- Wang, J.; Wang, Y.; Zhou, J.; Zhu, X. and Lu, G. (2011); Energy consumption and economic growth in China: A multivariate causality test. *Energy Policy* 39: 4399-4406
- Wolde-Rufael, Y. (2006); Electricity consumption and economic growth: a timeseries experience for 17 African countries. *Energy Policy* 34: 1106-1114.
- Wolde-Rufael, Y. (2009); Energy consumption and economic growth: the African Experience revisited. *Energy Economics* 31: 217-224.
- Zhang, Y.J. (2011); Interpreting the dynamic nexus between energy consumption and economic growth: Empirical evidence from Russia. *Energy Policy* 39: 2265-2272.