

زمان‌گذاری و تحلیل ادوار تجاری در کشورهای منتخب عضو اوپک با بکارگیری الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف^۱

دکتر کامبیز هژبر کیانی* و دکتر علیرضا مرادی**

تاریخ دریافت: ۵ خرداد ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۲۷ آبان ۱۳۹۱

در زمان‌گذاری ادوار تجاری، دو رهیافت اساسی وجود دارد. رهیافت‌هایی که گرچه با هم متفاوتند ولی در عمل مکمل یکدیگرند. این رهیافت‌ها عبارتند از: «رهیافت ادوار رشد^۲» و «رهیافت ادوار کلاسیکی^۳». مقاله حاضر به بررسی زمان‌گذاری ادوار تجاری در ۱۰ کشور عضو سازمان اوپک^۴ براساس الگوی سوئیچینگ مارکف ارائه شده توسط همیلتون (۱۹۸۹) می‌پردازد. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که ایران پس از کشور قطر، دارای کمترین میزان احتمال وقوع رکود بوده و دارای بالاترین میزان احتمال رونق است. نرخ رشد اقتصادی ایران در دوره رونق و در بین ۱۰ کشور مورد بررسی در رده نهم قرار داشته که در این رده‌بندی، ایران فقط از نیجریه که رتبه آخر را دارا بوده است، نرخ رشد بالاتری داشته است.

واژه‌های کلیدی: ادوار تجاری، کشورهای عضو اوپک، الگوی سوئیچینگ مارکف.

طبقه‌بندی JEL: E37, E32, C32.

1. Markov Switching Model (MSM)

* استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران و دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه

khkiani@yahoo.com

شهید بهشتی

alirezamoradi_econ@iauksh.ac.ir

** عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی کرمانشاه

2. Growth Cycles Approach

3. Classical Cycles Approach

۴. کشورهای مورد بررسی عبارتند از: ایران، اکوادور، عربستان، کویت، امارات متحده عربی، لیبی، نیجریه، قطر، ونزوئلا و الجزایر.

فقدان اطلاعات درخصوص کشورهای آنگولا و عراق، باعث شد تا در این مقاله این دو کشور مورد ارزیابی قرار نگیرند.

۱. مقدمه

یکی از ویژگی‌های بارز اقتصادها این است که فعالیت‌های اقتصادی در این اقتصادها، از یک دوره رونق که در آن دوره نرخ رشد اقتصادی مثبت وجود دارد به یک دوره رکود که در آن فعالیت‌های اقتصادی نرخ رشد منفی پیدا می‌کند، حرکت می‌کنند. شناسایی توأم این دوره‌ها را زمان‌گذاری ادوار تجاری می‌نامند. در ایالات متحده امریکا دفتر ملی تحقیقات اقتصادی (NBER)^۱ از ابتدای تأسیس در ۱۹۲۰، وظیفه طبقه‌بندی، زمان‌گذاری و شناسایی عوامل بروز ادوار تجاری را به عهده داشته است.^۲ از سال ۱۹۸۰ وظیفه تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری در ایالات متحده، شامل ثبت تاریخ شروع رونق‌ها و رکودها، به کمیته زمان‌گذاری دفتر ملی تحقیقات اقتصادی واگذار شده است. این کمیته یک نقطه چرخش را زمانی مشخص می‌کند که همه اعضای کمیته در مورد وقوع چرخش اتفاق نظر داشته باشند.^۳ اگرچه هر یک از این اعضا ممکن است از روش‌های متفاوتی برای تعیین نقطه چرخش استفاده کنند ولی روش آنها مبتنی بر تعریفی است که توسط برنس و میتچل (۱۹۴۶) از ادوار تجاری ارائه است. «ادوار تجاری نوعی نوسان در فعالیت‌های کلان اقتصادی یک کشور است. یک دور تجاری شامل رونق در بسیاری از فعالیت‌هایی است که در پی آن رکود می‌آید و فعالیت‌های اقتصادی کند شده و سپس دوباره بهبودی مجددی حاصل شده و در پس یک رکود، دور بعدی رونق محقق می‌شود.»^۴

۲. رهیافت ادوار رشد در مقابل ادوار کلاسیکی

در تاریخ‌گذاری و تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری دو رهیافت اساسی وجود دارد. اولین رهیافت به ادوار رشد باز می‌گردد که مبتنی بر رهیافت‌های روندزدایی برای شناسایی اجزای نوسانی تولید است. در این رهیافت، باید ابتدا داده‌های تولید حقیقی را با یک روش فیلترینگ به روند و اجزای سیکلی تبدیل کرد. در این روش، ادوار نسبت به روند تخمین زده شده تعریف

1. National Bureau of Economic Research (NBER)

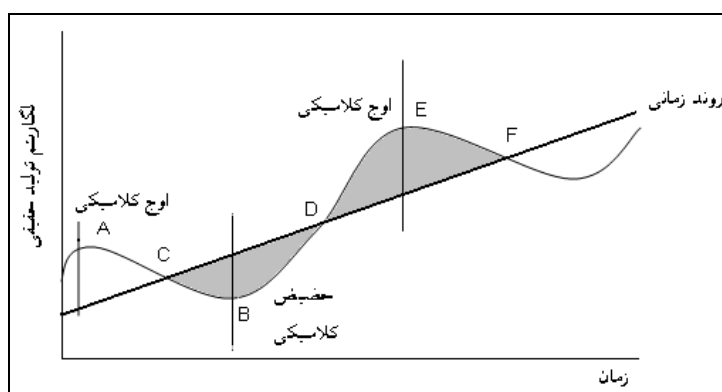
۲. این زمان‌گذاری‌ها در تارنمای NBER و در لینک <http://www.nber.org/cycles/cyclemail.html> ارائه می‌گردد.

۳. اعضای این کمیته هفت نفره از سال ۲۰۰۳ تا به امروز شامل: رابرت هال (رئیس کمیته) از دانشگاه استنفورد، مارتین فلداشتاین (رئیس NBER) از دانشگاه هاروارد، جفری فرانکل از دانشگاه کالیفرنیا، رابرت گوردون از دانشگاه نورث وسترن، کریستینا رومر و دیوید رومر از دانشگاه هاروارد و ویکتور زارنوویتز از دانشگاه کلمبیا هستند.

4. Burns, A. F. and Mitchell, W. C. (1946)

زمان‌گذاری و تحلیل ادوار تجاری در کشورهای منتخب عضو اوپک ... ۱۷۳

می‌شوند. دوره‌های رونق به دوره‌هایی اطلاق می‌گردد که تولید حقیقی، بالای روند تخمین زده شده قرار می‌گیرد و رکود به دوره‌های زمانی اطلاق می‌شود که تولید در زیر روند قرار دارد. روش ادوار کلاسیکی سعی می‌کند تا نقاط چرخش در ادوار تجاری-اوج‌ها و حوضیض‌ها-را معین کند. در این روش، رکود دوره زمانی بین یک اوج تا یک حوضیض و دوره رونق دوره زمانی بین یک حوضیض تا یک اوج را شامل می‌شود. در این روش روند و تخمین آن هیچ اهمیتی ندارد. تفاوت بین این دو روش را می‌توان در نمودار ۱ مشاهده کرد.



نمودار ۱. زمان‌گذاری ادوار تجاری مبتنی بر رهیافت ادوار رشد در مقابل رهیافت ادوار کلاسیکی

در این نمودار دوره زمانی بین نقاط A و B یک رکود را مبتنی بر روش ادوار کلاسیکی و دوره زمانی بین نقاط B و E یک دوره رونق مبتنی بر روش ادوار کلاسیکی را بیان می‌کند. همچنین سطح هاشورخورده بین نقاط C تا D یک دوره رکود مبتنی بر روش ادوار رشد و سطح هاشورخورده بین نقاط D تا F یک دوره رونق مبتنی بر روش ادوار رشد را به نمایش می‌گذارد.

۳. الگوهای سوئیچینگ مارکف

همیلتون (۱۹۸۹) الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف با وضعیت وابسته^۱ را معرفی کرد که امروزه ابزاری بسیار قوی برای تحلیل سری‌های زمانی است. اگر رفتار یک سری زمانی در دوره‌های مشخصی بطور اساسی با هم تفاوت داشته باشد، برای به الگو درآوردن آن نمی‌توان از الگوهای خطی استفاده کرد. توصیه همیلتون استفاده از الگوی سوئیچینگ مارکف است. این الگو

1. Markov Switching Model with State Dependent

نسبت به سایر الگوهای متداول در تحلیل سری‌های زمانی از مزیت بیشتری برای تحلیل این نوع داده‌ها برخوردار است. بطور مثال در تحلیل ادوار تجاری، متغیرهای اقتصادی چون تولید، اشتغال و ... در شرایط رونق و رکود، رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش می‌گذارند. تصور کنید که برای یک الگوی سری زمانی $AR(1)$ که رفتار آن در رژیم‌های S_1 و S_2 (رکود و رونق) تحلیل شود بتوان معادلات ذیل را در نظر گرفت:

$$\begin{cases} y_t - \mu_1 = \phi_1(y_{t-1} - \mu_1) + \varepsilon_t & S = S_1 \\ y_t - \mu_2 = \phi_2(y_{t-1} - \mu_2) + \varepsilon_t & S = S_2 \end{cases} \quad (1)$$

در حالت کلی می‌توان آن را چنین نوشت:

$$y_t - \mu_{S_t^*} = \phi_{S_t^*}(y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}^*}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در این شرایط $S_t^* = 1, 2$ باشد. الگوی سوئیچینگ مارکف با مفهوم زنجیره مارکف^۱ ارتباط تنگاتنگی دارد. اجازه دهید که این مفهوم را با در نظر گرفتن S_t به عنوان یک متغیر تصادفی که صرفاً مقادیر اعداد طبیعی $\{1, 2, 3, \dots, N\}$ را اتخاذ می‌کند، روشن سازیم. فرض کنید که احتمال اینکه S_t برابر عددی چون j باشد فقط به مقدار گذشته‌اش مرتبط است، پس داریم:

$$P\{S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots\} = P\{S_t = j | S_{t-1} = i\} = P_{ij} \quad (3)$$

حال دیدیم که یک فرآیند زنجیره مارکفی را می‌توان با احتمال انتقال $\{P_{ij}\}$ ^۲ برای $\{i, j = 1, 2, 3, \dots, N\}$ توصیف کنیم. احتمال انتقال $\{P_{ij}\}$ یعنی احتمال اینکه متغیر تصادفی S که در وضعیت (رژیم) جاری i است، در دوره بعد به وضعیت (رژیم) j منتقل می‌شود. بدیهی است که بایستی $\sum_{j=1}^N P_{ij} = 1$ باشد. مفهوم این رابطه این است که اگر متغیر تصادفی در وضعیت جاری در رژیم i باشد، احتمال این که در وضعیت بعدی در یکی از وضعیت‌های $\{j = 1, 2, 3, \dots, N\}$ قرار بگیرد، معادل یک است. حال با توجه به این که خود وضعیت جاری

1. Markov Chains
2. Transition Probability

(یعنی i) می‌تواند مقادیر $\{i = 1, 2, 3, \dots, N\}$ را اتخاذ کند، پس برای یک «فرآیند زنجیره مارکوفی N وضعیتی^۱» ماتریس احتمال انتقال^۲ چنین است:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1N} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2N} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ P_{N1} & P_{N2} & \dots & P_{NN} \end{bmatrix} \quad (4)$$

کیم و نلسن (۱۹۹۹) در یک مطالعه برای اقتصاد آمریکا، ماتریس احتمال انتقال را برای یک الگوی سوئیچینگ مارکف با دو وضعیت (رژیم) را چنین بدست آورده‌اند:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/47 & 0/53 \\ 0/05 & 0/95 \end{bmatrix}$$

مفهوم این نتایج این است که به احتمال ۴۷٪ اقتصاد که در وضعیت رکود است در وضعیت رکود باقی می‌ماند و به احتمال ۵۳٪ به رونق می‌رود. برعکس، اگر اقتصاد در دوره رونق باشد به احتمال ۵٪ به دوره رکود می‌رود و به احتمال ۹۵٪ در دوره رونق باقی می‌ماند. حال فرض کنید که در زمان t ، احتمال وقوع هر وضعیت (رژیم) با بردار داده شده $\pi = (P_1, P_2, \dots, P_N)$ باشد، سپس احتمال هر وضعیت در زمان $t + 1$ را می‌توان از رابطه (۵) بدست آورد:

$$\pi_{t+1} = P^t \cdot \pi_t \quad (5)$$

برای یک فرآیند مارکوفی گسسته پایا، یک بردار احتمال ارگادیک^۳ π وجود دارد که معادل $\pi = P^t \pi$ است. این مفهوم در عمل احتمال غیرمشروط را ارائه می‌کند. همان طوری که در همیلتون (۱۹۹۴) نشان داده شده است، در تحلیل زنجیره مارکف، ریشه‌های مشخصه ماتریس احتمال انتقال P نقش مهمی را دارد. در یک رهیافت با دو وضعیت، ریشه‌های مشخصه را می‌توان به صورت ذیل بدست آورد:

1. N-State (Regime) Markov Chains
2. Transition Probability Matrix
3. Ergodic

$$|P - \lambda I| = 0$$

$$\begin{vmatrix} P_{11} - \lambda & 1 - P_{12} \\ 1 - P_{21} & P_{22} - \lambda \end{vmatrix} = (\lambda - 1)(\lambda + 1 - P_{11} - P_{22}) = 0$$

این نشان می دهد که یکی از ریشه های مشخصه $\lambda_1 = 1$ و دیگری $\lambda_2 = -1 + P_{11} + P_{22}$ است. بردارهای ویژه مرتبط با $\lambda_1 = 1$ عبارتست از:

$$\pi = \begin{bmatrix} (1 - P_{22}) / (2 - P_{11} - P_{22}) \\ (1 - P_{11}) / (2 - P_{11} - P_{22}) \end{bmatrix} \quad (6)$$

پس احتمال غیرمشروط رکود ($S_t = 1$) عبارتست از:

$$P\{S_t = 1\} = \frac{1 - P_{22}}{2 - P_{11} - P_{22}} \quad (7)$$

احتمال غیرمشروط فرآیند در رژیم رونق ($S_t = 2$) دارای بردار ویژه ای به صورت زیر است.

$$P\{S_t = 2\} = \begin{bmatrix} -1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

همانطوری که همیلتون نشان داده است، ماتریس احتمالات انتقال m دوره آتی برای یک فرآیند زنجیره مارکوفی دووضعیتی عبارت است از:

$$P^m = \begin{bmatrix} \frac{1 - P_{22}}{2 - P_{11} - P_{22}} & -1 \\ \frac{1 - P_{11}}{2 - P_{11} - P_{22}} & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \lambda_2^m \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} -(1 - P_{11}) & 1 - P_{22} \\ 2 - P_{11} - P_{22} & 2 - P_{11} - P_{22} \end{bmatrix}$$

$$P^m = \begin{bmatrix} \frac{(1 - P_{22}) + \lambda_2^m (1 - P_{11})}{2 - P_{11} - P_{22}} & \frac{(1 - P_{22}) - \lambda_2^m (1 - P_{22})}{2 - P_{11} - P_{22}} \\ \frac{(1 - P_{11}) - \lambda_2^m (1 - P_{11})}{2 - P_{11} - P_{22}} & \frac{(1 - P_{11}) + \lambda_2^m (1 - P_{22})}{2 - P_{11} - P_{22}} \end{bmatrix} \quad (8)$$

پس اگر بطور مثال فرآیند در وضعیت جاری در رکود ($S_t = 1$) باشد، احتمال اینکه در m دوره بعد در وضعیت رونق ($S_t = 2$) باشد، عبارت است از:

$$P\{S_{t+m} | S_t = 1\} = \frac{(1 - P_{11}) - \lambda_1^m (1 - P_{22})}{2 - P_{11} - P_{22}}$$

با توجه به اینکه $\lambda_1 = -1 + P_{11} + P_{22}$ است. یک مزیت جالب الگوی سوئیچینگ مارکف همانطوری که کیم و نلسون (۱۹۹۹) نشان داده‌اند، این است که با کمک ماتریس احتمال انتقال می‌توان متوسط دوره باقی ماندن در رکود ($S_t = 1$) و یا باقی ماندن در وضعیت رونق ($S_t = 2$) را بدست آورد. برای مثال در مقاله کیم و نلسن با داده‌های فصلی دیدیم که ماتریس احتمال انتقال عبارت بود از:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/47 & 0/53 \\ 0/05 & 0/95 \end{bmatrix}$$

$$\text{فصل } 2 \approx \frac{1}{1 - P_{11}} = \frac{1}{1 - 0/47} = \text{متوسط باقی ماندن در رکود } (S_t = 1)$$

$$\text{فصل } 20 = \frac{1}{1 - P_{22}} = \frac{1}{1 - 0/95} = \text{متوسط باقی ماندن وضعیت رونق } (S_t = 2)$$

۴. نمایش فرآیند خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف (MSMAR)^۱

اگر پارامترهای یک فرآیند خودبازگشتی $AR(p)$ را در فرمت الگوی سوئیچینگ مارکف با m وضعیت (رژیم) درآوریم، این الگو را با نماد $MSM(m) - AR(p)$ نمایش می‌دهند. هر چند که در بخش قبل فرض کرده بودیم که ماتریس احتمال انتقال از قبل معلوم است ولی در عمل خود این ماتریس هم مجهول است و بایستی در فرآیند تخمین محاسبه گردد. فرض کنید که داریم:

$$y_t = \mu_{S_t} + X_t \cdot \Phi_{S_t} + \varepsilon_t \quad \text{برای } t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

1. Markov Switching Model Autoregressive Process (MSMAR)

که $\Phi_{S_t}, X_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$ یک بردار $(p \times 1)$ از ضرایب AR و μ_{S_t} میانگین هر وضعیت که یک بردار $(m \times 1)$ معادل تعداد وضعیت‌های الگوی سوئیچینگ مارکف و $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$ است. اگر پارامترهای الگو شامل $\mu_{S_t}, \Phi_{S_t}, \sigma_{S_t}^2$ واریانس هر وضعیت را با نماد Θ نمایش می‌دهیم که بایستی این پارامترهای مجهول را توسط رهیافت حداکثر راستنمایی تخمین بزنیم. با در نظر گرفتن توزیع نرمال برای توزیع متغیر y_t ، می‌توان تابع راستنمایی را چنین نوشت:

$$L(\Theta | S) = \sum_{t=p+1}^N f(y_t | Y_{t-1}, S_t) \quad (10)$$

منظور از Y_{t-1} اطلاعات در دسترس تا زمان $t-1$ است که شامل همه مشاهدات X_j ($j \leq t$) می‌شود. عبارت تحت عملگر زیگمای جمع عبارت است از:

$$f(y_t | Y_{t-1}, S_t) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \log \sigma_{S_t}^2 - \frac{(y_t - \mu_{S_t} - X_t \Phi_{S_t})^2}{2\sigma_{S_t}^2} \right\} \quad (11)$$

به هر حال همان طوری که پیش از این اشاره شد، وضعیت‌ها غیرقابل مشاهده هستند و بایستی آنها را از داده‌ها استخراج کرد. در این وضعیت بایستی تابع راستنمایی در بردارنده ماتریس احتمال انتقال باشد. پس تابع لگاریتم راستنمایی را چنین می‌توان نوشت:

$$LL(\Theta) = \sum_{t=p+1}^n \log f(y_t | Y_{t-1})$$

$$LL(\Theta) = \log \left\{ \sum_{j=1}^k f(y_t | Y_{t-1}, S_t = j) \cdot P(S_t = j | Y_{t-1}) \right\}$$

رابطه $f(y_t | Y_{t-1}, S_t)$ را پیش از این در رابطه (۱۱) دیدیم. با توجه به قضیهٔ بیز^۱ می‌توان نشان داد که احتمال قابل پیش‌بینی $P(S_{t-1} = 2 | Y_{t-1})$ برابر است با:

1. Bayes Theorem

$$P(S_t = j | Y_{t-1}) = \sum P(S_t = j | S_{t-1} = i, Y_{t-1})P(S_{t-1} = i | Y_{t-1})$$

$$P(S_t = j | Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^k P_{ij} \frac{f(y_{t-1} | Y_{t-2}, S_{t-1} = 1)P(S_{t-1} = 1 | Y_{t-2})}{\sum_{m=1}^k f(y_{t-1} | Y_{t-2}, S_{t-1} = m)P(S_{t-1} = m | Y_{t-2})} \quad (12)$$

با جایگذاری رابطه (۱۲) در رابطه (۱۱) تابع لگاریتم راستنمایی را خواهیم داشت که تابعی غیرخطی نسبت به پارامترهای الگو است. در اینجا لازم است درخصوص تعداد جملات $AR(p)$ و تعداد وضعیت (رژیم) الگوی سوئیچینگ مارکف $MSM(m)$ تصمیم‌گیری کنیم. برای این منظور با توجه به نمونه تحت بررسی بایستی اقدام به اجرای الگوهای متفاوت $MSM(m) - AR(p)$ پرداخته و مراتب بهینه m, p را با بهره‌گیری از ملاک‌های اطلاعاتی مشهور مانند ملاک اطلاعاتی آکائیک (AIC)، ملاک اطلاعاتی بی‌زی شوارتز (SBC) و ملاک اطلاعاتی هنان-کوئین (HQC) بدست آوریم.

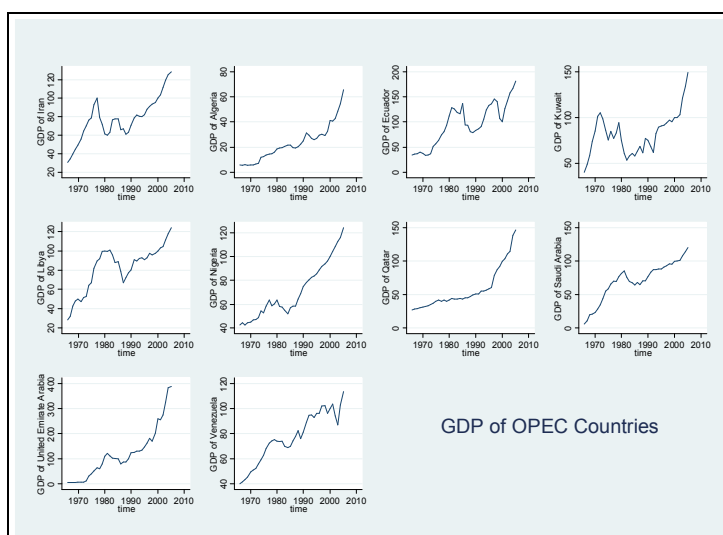
۵. بررسی اجمالی مطالعات صورت گرفته در خارج از کشور

بطور اساسی رهیافت سوئیچینگ مارکف ابتدا توسط همیلتون (۱۹۸۹) برای بررسی رفتار GNP حقیقی فصلی آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است. ولی می‌توان در این خصوص به مطالعه کیم و نلسن (۱۹۹۸) و (۱۹۹۹) اشاره کرد که به ترتیب در مطالعه اول اقدام به زمان‌گذاری ادوار تجاری برای اقتصاد آمریکا کرده و در مطالعه دوم با بکارگیری یک رهیافت فضای حالت^۱ سعی در ساختن شاخص ترکیبی پیشرو^۲ و شاخص رکودی برای اقتصاد آمریکا دارند، اشاره کرد. مسمن و میتچل^۳ برای منطقه یورو اقدام به زمان‌گذاری ادوار تجاری کرده‌اند. در ایران نیز این روش توسط هژبر کیانی و مرادی (۱۳۹۱) برای زمان‌گذاری ادوار تجاری با بکارگیری داده‌های فصلی مورد استفاده قرار گرفته است.

1. State Space
 2. Composite Leading Indicator (CLI)
 3. Michael Massmann and James Mitchell (2003)

۶. مروری بر داده‌های تحقیق و آماده‌سازی داده‌ها

داده‌های بکار گرفته شده در این مقاله شامل تولید ناخالص داخلی سالیانه ۱۰ کشور عضو اوپک شامل کشورهای ایران، اکوادور، عربستان، کویت، امارات متحده عربی، لیبی، نیجریه، قطر، ونزوئلا و الجزایر در خلال سال‌های ۱۹۶۷ تا ۲۰۰۵ میلادی به قیمت ثابت (سال ۲۰۰۰) و برحسب میلیارد دلار آمریکا است و منبع داده‌ها برگرفته از «آمار مالی بین‌المللی»^۱ (IFS) انتشار یافته در سال ۲۰۰۸ است. به علت این که داده‌های تولید ناخالص داخلی کشور عراق برای سال‌های ۱۹۹۴ تا سال ۲۰۰۱ انتشار نیافته و همچنین داده‌های کشور آنگولا برای بازه زمانی ۱۹۶۷ تا سال ۱۹۹۱ وجود نداشت، این دو کشور از تحلیل خارج شده‌اند.^۲ نمودار ۲ نمودار تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ را برای ده کشور یاد شده به نمایش می‌گذارد. نماد کشورهای تحت بررسی در جدول ۱ گزارش شده است.



نمودار ۲. تولید ناخالص داخلی ۱۰ کشور عضو اوپک به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰

مأخذ: داده‌های تحقیق (IFS 2008)

1. International Financial Statistic (IFS)

۲. کشور اکوادور در سال ۱۹۹۲ از اوپک خارج شده و مجدداً به اوپک پیوسته است. همچنین کشور آنگولا در سال‌های اخیر به عضویت اوپک درآمده است.

جدول ۱. نام و نماد اختصاری کشورهای عضو اوپک

نماد اختصاری	نام کشور	نماد اختصاری	نام کشور
NIG	نیجریه	IRN	ایران
QUT	قطر	ALG	الجزایر
KSA	عربستان	ECUA	اکوادور
EMAR	امارات متحده عربی	KWT	کویت
VENZ	ونزوئلا	LIB	لیبی

جدول ۲. نتایج آزمون پرون برای تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو سازمان اوپک

تولید ناخالص کشور	زمان شکست سال	λ محاسباتی	جدول λ (رند شده)	آماره پرون محاسباتی	مقادیر بحرانی جدول		
					٪۱	٪۵	٪۱۰
IRN	۱۹۷۸	۰/۳۰۷۷	۰/۳	-۲/۱۵*	-۴/۳۸	-۳/۷۵	-۳/۴۵
ALG	۱۹۸۵	۰/۴۸۷۱	۰/۵	-۲/۳۵*	-۴/۹	-۴/۲۴	-۳/۹۶
ECUA	۱۹۷۶	۰/۳۰۷۶	۰/۳	-۳/۸۴*	-۴/۳۸	-۳/۷۵	-۳/۴۵
KWT	۱۹۸۰	۰/۳۵۸۹	۰/۴	-۴/۴۷**	-۴/۸۱	-۴/۲۲	-۳/۹۵
LIB	۱۹۸۱	۰/۳۸۴۶	۰/۴	-۲/۲۵*	-۴/۸۱	-۴/۲۲	-۳/۹۵
QUT	۱۹۸۳	۰/۴۳۵۸	۰/۴	-۱/۹۸*	-۴/۸۱	-۴/۲۲	-۳/۹۵
KSA	۱۹۸۱	۰/۳۸۴۶	۰/۴	-۱/۵۵*	-۴/۸۱	-۴/۲۲	-۳/۹۵
EMAR	۱۹۸۵	۰/۴۸۷۱	۰/۵	-۱/۸۰*	-۴/۹	-۴/۲۴	-۳/۹۶
VENZ	۱۹۸۵	۰/۴۸۷۱	۰/۵	-۲/۷۲*	-۴/۹	-۴/۲۴	-۳/۹۶
NIG	۱۹۷۸	۰/۳۰۷۷	۰/۳	-۳/۰۴*	-۴/۳۸	-۳/۷۵	-۳/۴۵

* وجود ریشه واحد با وجود شکست ساختاری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ بحرانی رد نمی‌شود.

** برای کشور کویت وجود ریشه واحد با وجود شکست ساختاری فقط در سطح ۱٪ رد نمی‌شود.

توجه: برای تعیین زمان وقوع شکست ساختاری از آزمون چاو استفاده شده است. برای این منظور، در سال‌هایی که

در خصوص وقوع شکست ساختاری تردید وجود داشته است، آزمون چاو را انجام داده‌ایم و سالی که مقدار آماره F

مقدار بزرگتری داشته است را به عنوان سال وقوع شکست ساختاری در نظر گرفته‌ایم.

مأخذ: نتایج پژوهش

نمایش بصری نمودار ۲ به طور خام می‌تواند تداعی‌کننده این مفهوم باشد که تولید ناخالص

داخلی کشورهای تحت بررسی دارای ریشه واحد بوده و در ضمن در سری‌های زمانی فوق

شکست ساختاری بروز یافته است. برای این مورد بایستی از آزمون وجود ریشه واحد تحت وجود شکست ساختاری استفاده کرد. برای این منظور بایستی آزمون پرون^۱ را روی داده اجرا نمود. جدول ۲ نتایج اجرای این آزمون یک طرفه را برای تولید ناخالص داخلی کشورهای تحت بررسی به نمایش می‌گذارد. با توجه به بزرگ بودن آماره پرون برای هر کشور نسبت به مقادیر بحرانی در سطوح مختلف ارائه شده توسط پرون و فاگلسنگ^۲، یعنی با توجه به این که این مقادیر محاسبه شده آماره پرون از نظر قدرمطلق کوچک‌تر از قدرمطلق مقادیر بحرانی است، نمی‌توان فرضیه H_0 که دلالت بر وجود ریشه واحد است را رد کرد.

با توجه به این که در الگوهای سری‌های زمانی، بایستی به منظور احتراز از رگرسیون ساختگی از ورود متغیرهای دارای ریشه واحد جلوگیری کرد، در ادامه، تحلیل‌ها بر مفهوم نرخ رشد تولید قرار داده شده است. مزیت این روش این است که در تحلیل زمان‌گذاری ادوار تجاری به سری‌های زمانی نرخ رشد تولید نیاز است و از سویی دیگر در آزمون‌های ریشه واحد نشان داد که همانگونه که انتظار می‌رفت، سری‌های زمانی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای یاد شده، فاقد ریشه واحد هستند. نمودار ۳ نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ۱۰ کشور عضو اوپک را در خلال سال‌های (۲۰۰۵-۱۹۶۸)^۳ نشان می‌دهد.

نگرش بصری به نمودار ۳ تداعی می‌کند که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای تحت بررسی فاقد شکست ساختاری است. پس برای آزمون وجود ریشه واحد، می‌توان آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته^۴ (ADF) را روی داده اجرا نمود. جدول ۳ نتایج اجرای این آزمون یک طرفه را برای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای تحت بررسی به نمایش می‌گذارد. با توجه به کوچک‌تر بودن آماره ADF (بزرگ بودن از لحاظ قدرمطلق) برای هر کشور نسبت به مقادیر بحرانی در سطوح مختلف ارائه شده توسط مکینون (۱۹۹۶) می‌توان فرضیه H_0 که دلالت بر وجود ریشه واحد دارد را در سطح ۵٪ رد کرد.

1. Perron Test (P-Test)

2. Perron and Vogelsang (1993)

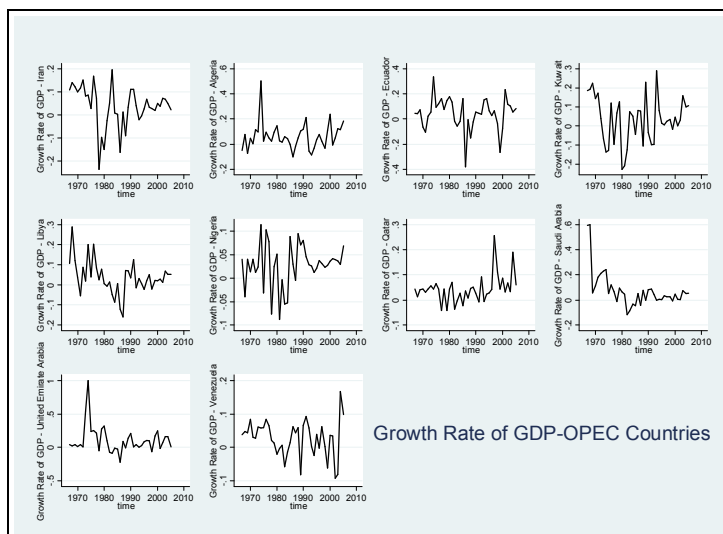
۳. برای محاسبه نرخ رشد اقتصادی یا نرخ رشد متغیرهای تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو اوپک، مطابق تعریف متداول

$$d\log GDP = \log \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \right) = \log(GDP_t) - \log(GDP_{t-1})$$

استفاده شده است.

4. Augmented Dickey Fuller Test (ADF Test)

زمان‌گذاری و تحلیل ادوار تجاری در کشورهای منتخب عضو اوپک ... ۱۸۳



نمودار ۳. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ۱۰ کشور عضو اوپک (۱۹۶۸-۲۰۰۵)

مأخذ: داده‌های تحقیق (IFS 2008)

جدول ۳. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای اوپک

کشور	مقادیر آماره ADF	مقادیر بحرانی جدول در سطح			P-Value
		٪۱	٪۵	٪۱۰	
IRN	-۳/۵۵۱۸	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۱۱۹
ALG	-۵/۳۲۳۵	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۷
ECUA	-۴/۶۷۷۰	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۵
KWT	-۴/۵۹۱۶	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۷
LIB	-۴/۲۱۵۱	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۲
QUT	-۴/۷۵۸۵	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۴
KSA	-۴/۸۳۳۴	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۳
EMAR	-۳/۷۹۳۸	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۶
VENZ	-۴/۵۹۴۸	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۷
NIG	-۶/۲۳۱۴	-۳/۶۲۱۰۲۳	-۲/۹۴۳۴۲۷	-۲/۶۱۰۲۶۳	۰/۰۰۰۰۰۶

مأخذ: نتایج پژوهش

۷. گزینش و تخمین الگوهای بهینه $MSM(M)-AR(p)$ برای کشورهای عضو اوپک پس از این که پایا بودن سری های زمانی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی برای کشورهای عضو اوپک در جدول ۳ مشخص گردید، ابتدا با در نظر گرفتن مراتب متفاوت برای p و m با توجه به ملاک های اطلاعاتی آکائیک (AIC)، بیزی شوارتز (SBC) و ملاک اطلاعاتی هنان-کوئین (HQC) مراتب بهینه الگو $MSM(m) - AR(p)$ مشخص می گردد. نتایج این گزینش در جدول ۴ گزارش شده است. برای تخمین الگوهای سوئیچینگ مارکف از برنامه نویسی در نرم افزار Ox نسخه ۳/۴ و بسته MSVAR نوشته شده توسط کرولیگ^۱ استفاده شده است.

جدول ۴. نتایج تعیین الگوی بهینه $MSM(m) - AR(p)$ برای کشورهای اوپک

کشور	الگوی بهینه $MSM(m) - AR(p)$ تعداد جملات خودبازگشتی - تعداد دریم	ملاک های اطلاعاتی		
		آکائیک	شوارتز بیزی	هنان و کوئین
ایران	$MSM(۳) - AR(۱)$	۵/۸۰۹۲	۶/۳۰۸۱	۵/۹۷۷۱
الجزایر	$MSM(۴) - AR(۱)$	۶/۰۶۶۸	۶/۰۸۳۱	۶/۲۴۱۵
اکوادور	$MSM(۳) - AR(۲)$	۶/۶۴۹۵	۷/۱۹۹۱	۶/۸۳۱۷
کویت	$MSM(۲) - AR(۱)$	۶/۵۲۶۵	۶/۸۴۷۱	۶/۶۳۲۸
لیبی	$MSM(۳) - AR(۲)$	۵/۸۸۵۷	۶/۷۰۲۰	۶/۱۶۰۳
قطر	$MSM(۳) - AR(۲)$	۴/۹۱۴۶	۵/۱۶۴۳	۴/۷۹۶۸
عربستان	$MSM(۴) - AR(۲)$	۵/۳۲۵۶	۵/۹۲۷۰	۵/۵۲۱۷
امارات متحده عربی	$MSM(۴) - AR(۱)$	۷/۵۳۰۲	۷/۸۰۴۹	۸/۳۴۶۵
ونزوئلا	$MSM(۲) - AR(۲)$	۴/۳۶۰۴	۴/۶۸۱۰	۴/۴۶۶۶
نیجریه	$MSM(۳) - AR(۱)$	۴/۴۰۴۳	۴/۹۰۳۲	۴/۵۷۲۲

مأخذ: نتایج پژوهش

بخش بعد الگوهای $MSM(m) - AR(p)$ بهینه که در بخش قبل شناسایی شده است را برای کشورهای عضو اوپک تخمین زده و خلاصه نتایج را ارائه می کند.

1. Krolzig H. M.

۱-۷. نتایج تخمین الگوی $MSM(3) - AR(1)$ برای ایران

جدول ۵ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را با خواص رژیم‌های درونزا با استفاده از روش حداکثر راستنمایی و با بهره‌گیری از تکنیک (EM) نشان می‌دهد. برای ایران سه رژیم در نظر گرفته شده است که یکی مربوط به دوره رکودی، دیگری مربوط به دوره رونق با نرخ رشد پائین و سومی رژیمی است که دوره رونق با نرخ رشد بالا را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد ایران

میانگین رژیم	ضریب تخمینی	انحراف معیار	آماره t
اول	-۶/۷۱۲۸	۱/۲۲۲۸	-۵/۴۸۱۴
دوم	۱/۶۹۳۹	۰/۵۹۷۳	۲/۸۳۶۰
سوم	۴/۶۳۵۰	۲/۵۱۹۴	۱/۸۳۹۷
DLGDP(-۱)	۰/۰۲۴۴	۰/۱۴۷۷۷	۰/۱۶۵۵

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۴۶۸۹ & ۰/۵۳۴۴ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۰۵۸۱ & ۰/۹۴۱۸ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۰۹۰۹ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۹۰۹۱ \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

رژیم	خواص رژیم‌ها	
	تعداد مشاهدات نمونه	احتمال
اول	۴/۴	۰/۰۹۸۷
دوم	۲۳/۶	۰/۹۰۱۳
سوم	۱۰	۰/۰۰۱

مأخذ: نتایج پژوهش

۲-۷. نتایج تخمین الگوی $MSM(4) - AR(1)$ برای الجزایر

جدول ۶ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای الجزایر و با در نظر گرفتن چهار رژیم نشان می‌دهد. رژیم اول دوره رکودی را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد الجزایر

میانگین رژیم	ضریب تخمینی	انحراف معیار	آماره t
اول	-۱/۱۰۵۵	۱/۲۹۹۳	-۰/۸۵۰۹
دوم	۲/۶۱۱۱	۱/۰۲۶۷	۲/۵۴۳۲

۱۸۶ فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی سال اول شماره ۳

۶/۴۲۷۱	۱/۱۰۴۶	۷/۰۹۹۱	سوم
۱۳/۷۳۹۶	۱/۷۱۰۳	۲۳/۴۹۹۴	چهارم
۵/۵۷۰۵	۰/۰۸۴۶	۰/۴۷۱۵	DLGDP(-۱)

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۴۳۶۰ & ۰/۵۶۴۰ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۱۱۴۷ & ۰/۶۴۲۳ & ۰/۲۴۳۰ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۵۰۱۹ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۳۵۴۲ & ۰/۱۴۳۹ \\ ۰/۰۰۰۰ & ۱/۰۰۰۰ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۰۰۰۰ \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

خواص رژیم‌ها			رژیم
میزان تداوم به سال	احتمال	تعداد مشاهدات نمونه	
۱/۷۷	۰/۲۷۳۳	۱۰/۲	اول
۲/۸۰	۰/۵۰۸۰	۱۹/۵	دوم
۱/۵۵	۰/۱۹۱۱	۷/۳	سوم
۱	۰/۰۲۷۵	۱	چهارم

مأخذ: نتایج پژوهش

۳-۷. نتایج تخمین الگوی $AR(2) - MSM(3)$ برای اکوادور

جدول ۷ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای اکوادور در سه رژیم در نظر می‌گیرد. رژیم اول مربوط به دوره رکودی و رژیم دوم مربوط به دوره رکودی با نرخ رشد $-۱/۶۰۶۶$ درصد و رژیم سوم مربوط به رژیمی است که دوره رونق را نشان می‌دهد.

جدول ۷. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد اکوادور

آماره t	انحراف معیار	ضریب تخمینی	میانگین رژیم
-۴/۲۸۹۰	۴/۵۵۹۷	-۱۹/۵۵۶۶	اول
-۰/۵۳۹۸	۲/۹۷۶۳	-۱/۶۰۶۶	دوم
۲/۴۵۰۸	۱/۳۷۱۵	۳/۹۶۶۲	سوم
۱/۸۲۵۵	۰/۲۰۰۷	۰/۳۶۶۴	DLGDP(-۱)
-۲/۰۱۹۷	۰/۱۲۷۸	-۰/۲۵۸۰	DLGDP(-۲)

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۰۰۰۰ & ۱/۰۰۰۰ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۰۰۰۰ & ۰/۶۴۷۹ & ۰/۳۵۲۱ \\ ۰/۰۳۹۳ & ۰/۰۶۳۵ & ۰/۱۹۷۰ \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

خواص رژیم‌ها			رژیم
میزان تداوم به سال	احتمال	تعداد مشاهدات نمونه	

اول	۱	۰/۰۲۹۴	۱
دوم	۹/۶	۰/۲۲۱۹۶	۲/۸۴
سوم	۲۶/۴	۰/۷۵۰۹	۹/۷۱

مأخذ: نتایج پژوهش

۴-۷. نتایج تخمین الگوی $AR(1) - MSM(2)$ برای کویت

جدول ۸ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را با خواص رژیم‌های درونزا با استفاده از روش حداکثر راستنمایی و با بهره‌گیری از تکنیک (EM) نشان می‌دهد. برای کویت دو رژیم در نظر گرفته شده است که یکی مربوط به دوره رکودی و دیگری مربوط به دوره رونق است.

جدول ۸. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد کویت

میانگین رژیم	ضریب تخمینی	انحراف معیار	آماره t
اول	-۵/۷۰۲۰	۱/۳۲۹۸	-۴/۲۸۸۰
دوم	۴/۰۱۳۵	۰/۹۶۲۷	۴/۱۶۹۰
DLGDP(-۱)	۰/۴۳۵۰	۰/۱۰۵۲	۴/۱۳۳۶

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۵۲۲۴ & ۰/۴۷۷۶ \\ ۰/۱۹۶۵ & ۰/۸۰۳۵ \end{bmatrix}$$
 ماتریس انتقال احتمال

رژیم	خواص رژیم‌ها		
	تعداد مشاهدات نمونه	احتمال	میزان تداوم به سال
اول	۱۱/۳	۰/۲۹۱۵	۲/۰۹
دوم	۲۶/۷	۰/۷۰۸۵	۵/۰۹

مأخذ: نتایج پژوهش

۵-۷. نتایج تخمین الگوی $AR(2) - MSM(3)$ برای لیبی

جدول ۹ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای لیبی و در سه رژیم گزارش می‌کند. رژیم اول دوره رکودی با نرخ رشد اقتصادی که بطور متوسط $-۵/۴۶۵۶$ است و رژیم دوم باز هم مربوط به دوره رکودی با نرخ رشد اقتصادی $-۱/۱۶۲۶$ است. در عمل نتایج نشان می‌دهد که رژیم دوم به لحاظ آماری معنادار نیست.

جدول ۹. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد لیبی

آماره t	انحراف معیار	ضریب تخمینی	میانگین رژیم
-۳/۰۵۴۳	۱/۷۸۹۵	-۵/۴۶۵۶	اول
-۰/۵۷۰۲	۲/۰۳۹۱	-۱/۱۶۲۶	دوم
۲/۹۲۲۸	۰/۸۵۶۶	۱/۸۷۸۳	سوم
۰/۹۱۲۶	۰/۱۳۴۳	۰/۱۲۲۶	DLGDP(-۱)
۰/۹۴۹۹	۰/۳۷۱۶	۰/۳۵۳۰	DLGDP(-۲)

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۳۷۲۳ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۶۲۷۷ \\ ۰/۳۱۰۳ & ۰/۶۸۹۸ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۰۰۰۰ & ۰/۰۴۳۰ & ۰/۹۵۷۰ \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال
احتمال

خواص رژیم‌ها			رژیم
میزان تداوم به سال	احتمال	تعداد مشاهدات نمونه	
۱/۵۹	۰/۰۵۶۸	۳/۱	اول
۳/۲۲	۰/۱۱۴۸	۵/۵	دوم
۲۳/۲۵	۰/۸۲۸۴	۲۸/۴	سوم

مأخذ: نتایج پژوهش

۶-۷. نتایج تخمین الگوی $AR(2) - MSM(3)$ برای قطر

جدول ۱۰ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای قطر در سه رژیم در نظر می‌گیرد. هیچ کدام یک از این رژیم‌ها دوره‌های رکودی را در اقتصاد قطر نشان نمی‌دهد. همه رژیم‌ها مربوط به رونق بوده که نرخ‌های رشد اقتصادی مثبت پائین، متوسط و بالا را نشان داده که همگی به لحاظ آماری معنادار هستند.

جدول ۱۰. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد قطر

آماره t	انحراف معیار	ضریب تخمینی	میانگین رژیم
۳/۰۹۹۲	۰/۳۵۶۸	۱/۱۰۵۹	اول
۲/۵۲۱۶	۰/۹۹۵۷	۲/۵۱۰۷	دوم
۹/۴۷۹۴	۱/۰۳۳۳	۹/۷۹۵۱	سوم
-۱/۰۳۰۷	۰/۱۲۳۲	-۰/۱۲۷۰	DLGDP(-۱)
۰/۶۰۸۰	۰/۱۲۵۴	۰/۰۷۶۳	DLGDP(-۲)

$$P = \begin{bmatrix} 0/9593 & 0/0000 & 0/0479 \\ 0/0655 & 0/8229 & 0/1115 \\ 0/0000 & 1/0000 & 0/0000 \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

خواص رژیم‌ها			رژیم
میزان تداوم به سال	احتمال	تعداد مشاهدات نمونه	
۲۴/۵۶	۰/۵۷۷۸	۲۶/۱	اول
۵/۶۵	۰/۳۵۸۷	۸/۹	دوم
۱	۰/۰۶۳۵	۲	سوم

مأخذ: نتایج پژوهش

۷-۷. نتایج تخمین الگوی $AR(2) - MSM(4)$ برای عربستان

جدول ۱۱ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای عربستان در چهار رژیم در نظر می‌گیرد که در آن رژیم اول مختص دوره رکودی است.

جدول ۱۱. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد عربستان

آماره t	انحراف معیار	ضریب تخمینی	میانگین رژیم
-۴/۴۲۳۲	۰/۴۱۰۹	-۱/۸۱۷۵	اول
۰/۳۰۱۹	۱/۲۳۳۲	۰/۳۷۲۴	دوم
۲/۴۱۶۸	۱/۲۹۲۲	۳/۱۲۳۰	سوم
۶/۱۱۵۲	۰/۱۳۳۶	۰/۸۱۷۰	چهارم
۰/۷۹۰۶	۰/۱۰۰۳	۰/۰۷۹۳	DLGDP(-۱)
۱/۶۷۰۱	۰/۰۶۷۳	۰/۱۱۲۴	DLGDP(-۲)

$$P = \begin{bmatrix} 0/4595 & 0/0000 & 0/5404 & 0/0000 \\ 0/0000 & 0/9990 & 0/0000 & 0/0000 \\ 0/2784 & 0/0900 & 0/5394 & 0/0916 \\ 0/0000 & 0/0000 & 0/2119 & 0/7881 \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

خواص رژیم‌ها			رژیم
میزان تداوم به سال	احتمال	تعداد مشاهدات نمونه	
۱/۸۵	۰/۱۰۰۳	۶/۱	اول
۱۸/۷	۰/۸۹۸۹	۱۵/۴	دوم
۲/۱۷	۰/۰۰۰۶	۱۰/۶	سوم
۴/۷۲	۰/۰۰۰۶	۵	چهارم

مأخذ: نتایج پژوهش

۸-۷. نتایج تخمین الگوی $MSM(4) - AR(1)$ برای امارات متحده عربی

جدول ۱۲ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای امارات متحده عربی در چهار رژیم در نظر می‌گیرد که یکی مربوط به دوره رکودی و سه رژیم رونق با متوسط نرخ رشدهای متفاوت است.

جدول ۱۲. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد امارات متحده عربی

میانگین رژیم	ضریب تخمینی	انحراف معیار	آماره t
اول	-۲/۴۰۵۱	۱/۹۹۶۵	-۱/۲۰۴۷
دوم	۳/۰۷۷۷	۰/۸۷۲۴	۳/۵۲۷۷
سوم	۸/۷۶۰۹	۲/۰۱۰۴	۴/۳۵۷۷
چهارم	۳۳/۵۹۴۷	۳/۲۷۲۱	۱۰/۲۶۷۰
DLGDP(-۱)	-۰/۱۵۲۳	۰/۱۱۶۶	-۱/۳۰۵۷

$P = \begin{bmatrix} ۰/۷۸۴۷ & ۰/۲۱۵۳ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۰۰۰۰ & ۰/۹۵۶۱ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۰۴۳۹ \\ ۰/۱۵۴۴ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۸۴۵۶ & ۰/۰۰۰۰ \\ ۰/۰۰۰۰ & ۰/۰۰۰۰ & ۰/۵۰۰۱ & ۰/۴۹۹۹ \end{bmatrix}$	ماتریس انتقال احتمال
--	----------------------

رژیم	خواص رژیم‌ها		
	تعداد مشاهدات نمونه	احتمال	میزان تداوم به سال
اول	۶/۱	۰/۱۲۹۵	۴/۶۴
دوم	۲۳/۱	۰/۶۳۴۳	۲۲/۷۶
سوم	۶/۸	۰/۱۸۰۵	۶/۴۷
چهارم	۲	۰/۰۵۵۷	۲

مأخذ: نتایج پژوهش

۹-۷. نتایج تخمین الگوی $MSM(2) - AR(2)$ برای ونزوئلا

جدول ۱۳ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای ونزوئلا در دو رژیم در نظر می‌گیرد که رژیم اول، مربوط به دوره رکودی و دیگری مربوط به دوره رونق است.

جدول ۱۳. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد ونزوئلا

میانگین رژیم	ضریب تخمینی	انحراف معیار	آماره t
اول	-۰/۷۹۱۱	۰/۳۲۴۵	-۲/۴۳۷۹
دوم	۲/۳۱۵۱	۰/۴۵۵۰	۵/۰۸۸۳
DLGDP(-۱)	-۰/۰۵۰۰	۰/۱۶۰۸	-۰/۳۱۰۹
DLGDP(-۲)	-۰/۸۲۶۵	۰/۲۴۲۹	-۳/۴۰۲۶

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۷۱۰۳ & ۰/۲۸۹۷ \\ ۰/۲۰۱۸ & ۰/۷۹۸۲ \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

رژیم	خواص رژیم‌ها		
	تعداد مشاهدات نمونه	احتمال	میزان تداوم به سال
اول	۱۵/۲	۰/۴۱۰۶	۳/۴۵
دوم	۲۱/۸	۰/۵۸۹۴	۴/۹۶

مأخذ: نتایج پژوهش

۷-۱۰. نتایج تخمین الگوی $AR(1) - MSM(3)$ برای نیجریه

جدول ۱۴ نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف را برای نیجریه در سه رژیم در نظر می‌گیرد که یکی مربوط به دوره رکودی، دیگری مربوط به دوره رونق با نرخ رشد پایین و سومی رژیمی است که دوره رونق با نرخ رشد بالا را نشان می‌دهد.

جدول ۱۴. نتایج تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف برای اقتصاد نیجریه

میانگین رژیم	ضریب تخمینی	انحراف معیار	آماره t
اول	-۲/۰۳۷۳	۰/۲۷۲۹	-۷/۴۶۵۸
دوم	۱/۲۹۲۵	۰/۱۵۴۹	۸/۳۴۴۸
سوم	۳/۷۹۳۳	۰/۲۸۰۹	۱۳/۵۰۴۱
DLGDP(-۱)	-۰/۱۸۷۸	۰/۰۷۰۵	-۲/۶۶۴۸

$$P = \begin{bmatrix} ۰/۴۴۴۵ & ۰/۲۷۰۰ & ۰/۲۷۸۵ \\ ۰/۰۴۷۱ & ۰/۸۴۱۴ & ۰/۱۱۱۵ \\ ۰/۳۴۷۷ & ۰/۲۶۳۷ & ۰/۳۸۸۷ \end{bmatrix}$$

ماتریس انتقال احتمال

رژیم	خواص رژیم‌ها		
	تعداد مشاهدات نمونه	احتمال	میزان تداوم به سال
اول	۷	۰/۱۷۵۳	۱/۸

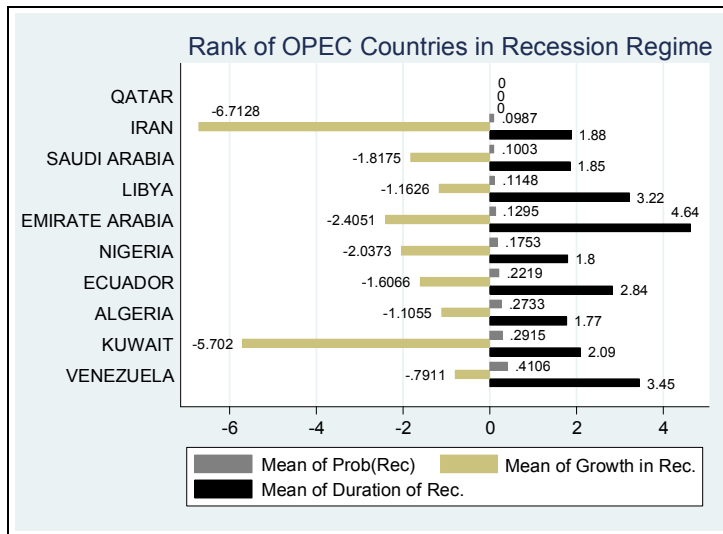
۶/۳	۰/۶۳۰۰	۲۳/۴	دوم
۱/۶۴	۰/۱۹۴۸	۷/۶	سوم

مأخذ: نتایج پژوهش

۸. خلاصه و نتیجه گیری

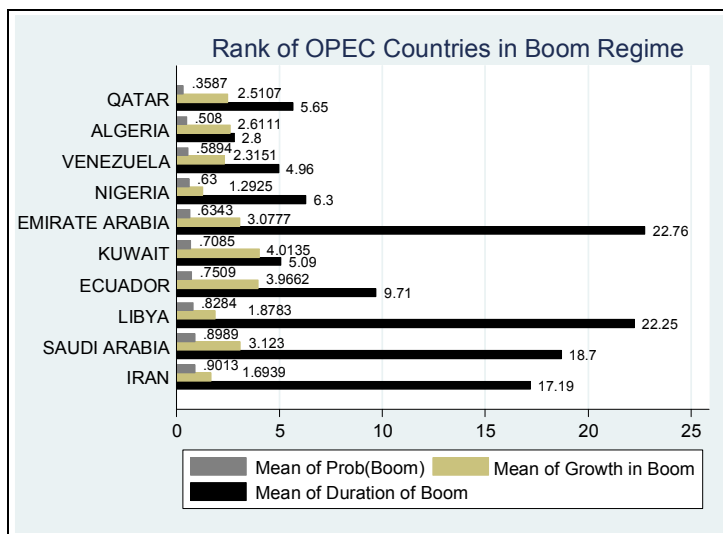
مقاله حاضر به بررسی چگونگی زمان‌گذاری ادوار تجاری در ۱۰ کشور عضو سازمان اوپک براساس رهیافت ادوار رشد می‌پردازد و برای این منظور از الگوی سوئیچینگ مارکف ارائه شده توسط همیلتون (۱۹۸۹) استفاده می‌کند. نمودارهای ۴ و ۵ که براساس نتایج تخمین الگوهای سوئیچینگ مارکف بدست آمده است، ویژگی‌های ادوار تجاری را در دو رژیم رکود و رونق برای ۱۰ کشور مورد بررسی نشان می‌دهد. در شرایط رکودی، بهترین وضعیت مربوط به کشور قطر است که اصلاً در دوره مورد بررسی، فاقد دوره رکودی بوده است (مسیر هموار نشان داده شده در نمودار ۲ مؤید همین موضوع است). در دوره مورد بررسی براساس نتایج بدست آمده، ایران پس از قطر دارای کمترین احتمال وقوع رکود بوده ولی در شرایط رکودی با بالاترین نرخ رشد منفی (۶/۷۱۲۸- درصد)، رکود را تجربه کرده است. این در حالی است که میزان تداوم دوره رکود در اقتصاد ایران به طور متوسط ۱/۸۸ سال است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که بالاترین میزان تداوم رکود در اقتصاد امارات متحده عربی با میزان ۴/۶۴ سال است. توجه شود که در نمودار ۴ کشورها از بالا به پایین براساس کمترین میزان احتمال وقوع رکود مرتب شده‌اند. نمودار ۵ براساس میزان احتمال وقوع رونق گزارش شده است. براساس داده‌های دوره مورد بررسی، ایران با بیشترین میزان احتمال وقوع رونق (۹۰ درصد) در رتبه نخست قرار دارد، این در حالی است که نرخ رشد اقتصادی در دوره رونق بطور متوسط ۱/۶۹۳۹ درصد است، این نرخ در بین کشورهای مورد بررسی در دوره یاد شده در رتبه نهم و قبل از نیجریه قرار دارد. بالاترین نرخ رشد اقتصادی مربوط به کویت با ۴/۰۱۳۵ درصد بوده و بیشترین میزان تداوم در دوره رونق مربوط به امارات متحده عربی با ۲۲/۷۶ سال است.

زمان‌گذاری و تحلیل ادوار تجاری در کشورهای منتخب عضو اوپک ... ۱۹۳



نمودار ۴. مقایسه کشورهای عضو اوپک در دوره رکود

مأخذ: نتایج پژوهش



نمودار ۵. مقایسه کشورهای عضو اوپک در دوره رونق

مأخذ: نتایج پژوهش

منابع

الف - فارسی

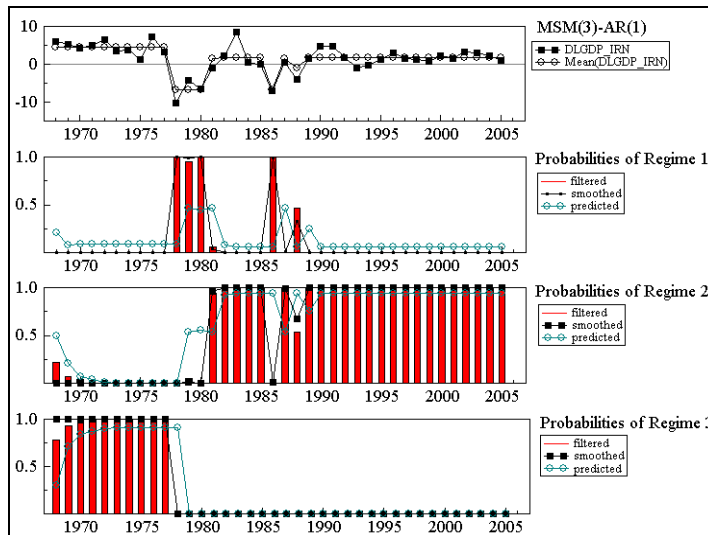
هژبر کیانی، کامبیز و علیرضا مرادی (۱۳۹۱)، «تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف»، مجله علمی و پژوهشی *مدلسازی اقتصادی*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، سال ۵، شماره ۲.

ب - انگلیسی

- Beaudry, P. and G. Koop (1993), "Do Recessions Permanently Change Output?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, No. 12, pp. 149-63.
- Boldin, M. D. (1994), "Dating Turning Points in the Business Cycle", *Journal of Business*, Vol. 67, No. 1, pp. 97-130.
- Burns, A. F. and W. E. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Chauvet, M. (1998), "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching", *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, pp. 969-96.
- Croushore, D. and T. Stark (2001), "A Real-Time Data Set for Macroeconomists", *Journal of Econometrics*, Vol. 105, No. 1, pp. 111-130.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1993), "The 'Plucking Model' of Business Fluctuations Revisited", *Economic Inquiry*, Vol. 31, No. 2, pp. 171-177.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1996), "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp. 67-77.
- Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University.
- Hansen, B. E. (1992), "The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov-Switching Model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, pp. S61-S82.
- Kim, Chang-Jin and J. P. Jeremy Morley (2002), "Nonlinearity and the Permanent Effects of Recessions", Working Paper 2002-1014, Federal Reserve Bank of St. Louis.

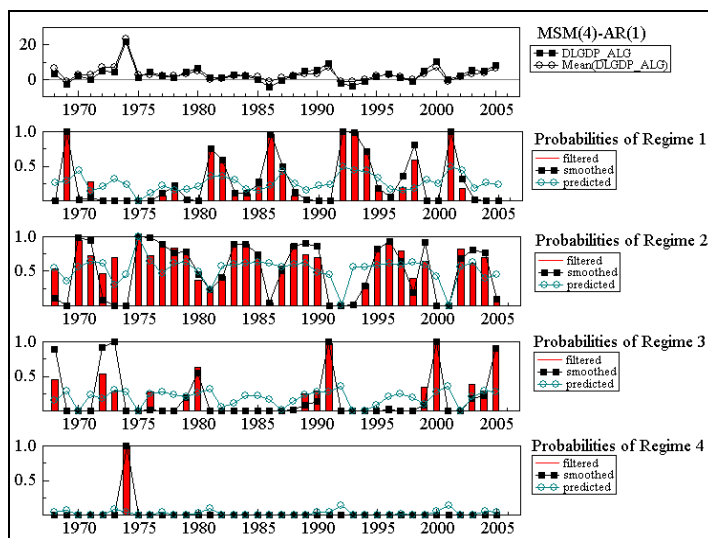
پیوست

خروجی نرم‌افزار Ox برای تعیین زمان‌گذاری ادوار تجاری کشورهای منتخب عضو اوپک



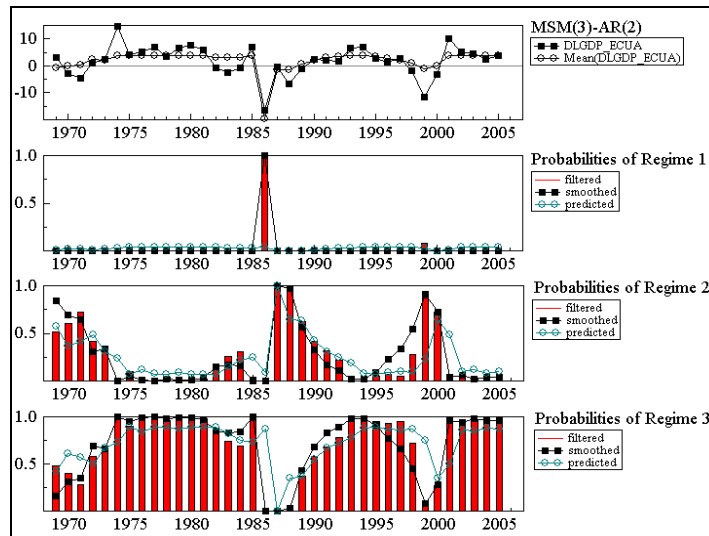
نمودار الف. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران

مأخذ: نتایج پژوهش



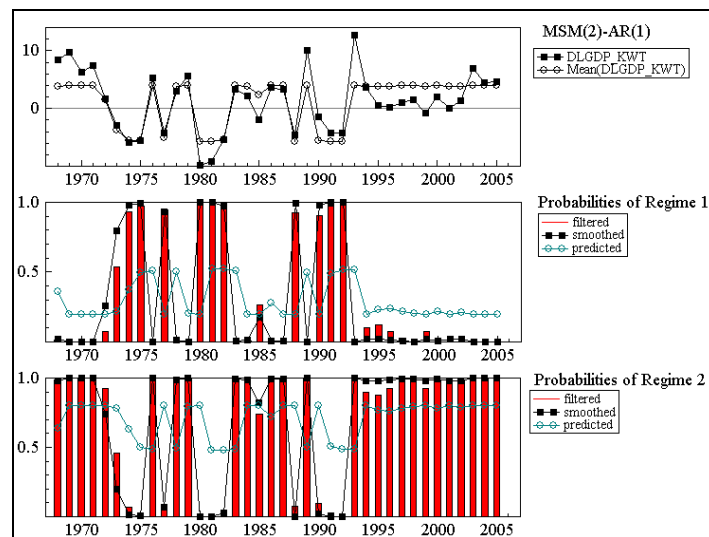
نمودار ب. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی الجزایر

مأخذ: نتایج پژوهش



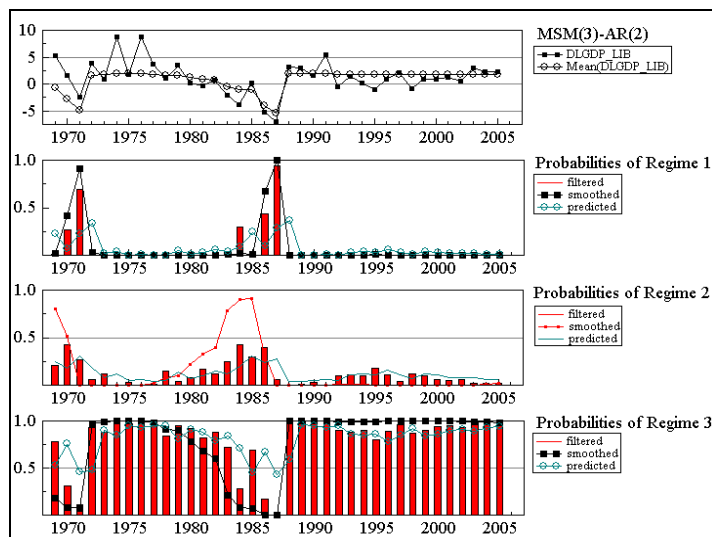
نمودار ج. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اکوادور

مأخذ: نتایج پژوهش



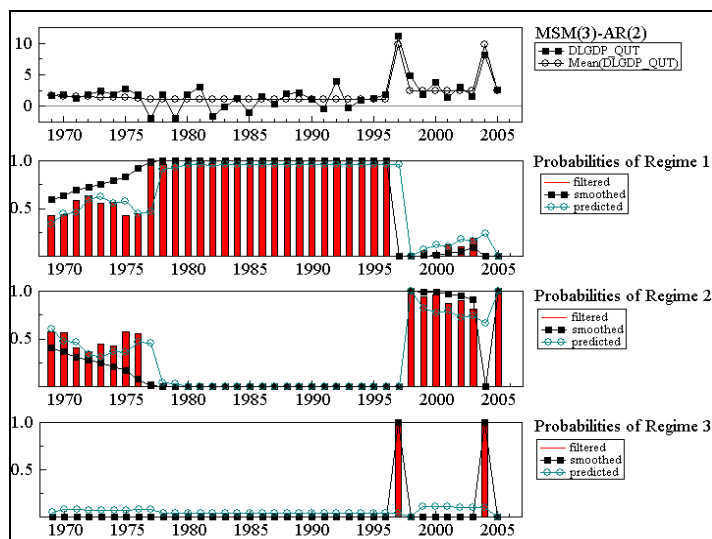
نمودار د. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کویت

مأخذ: نتایج پژوهش



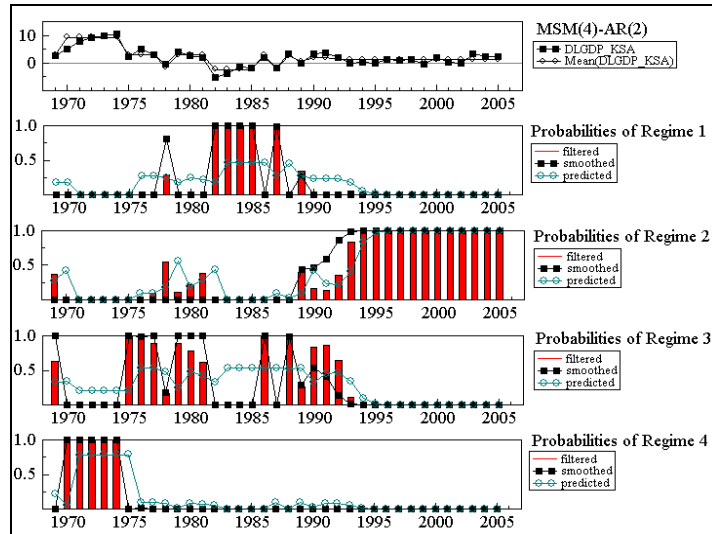
نمودار ۵. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی لیبی

مأخذ: نتایج پژوهش



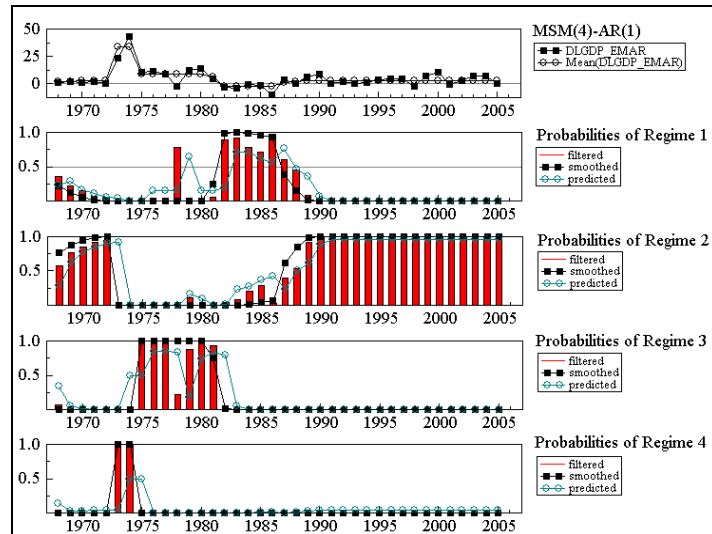
نمودار ۶. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قطر

مأخذ: نتایج پژوهش



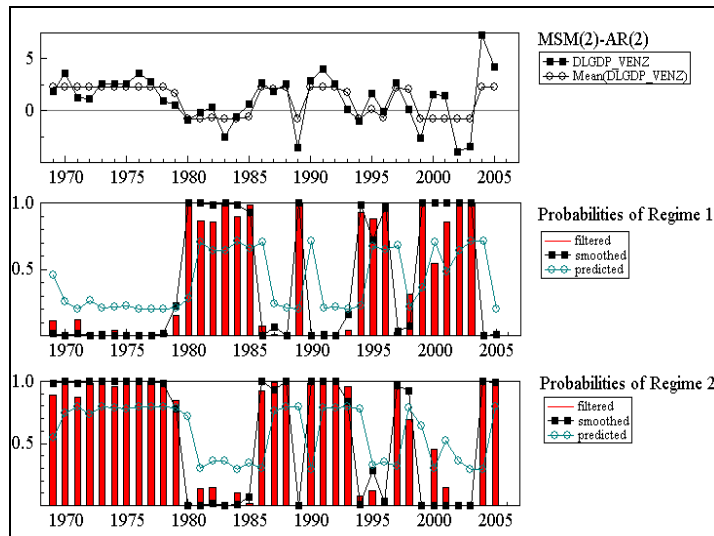
نمودار ز. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی عربستان

مأخذ: نتایج پژوهش



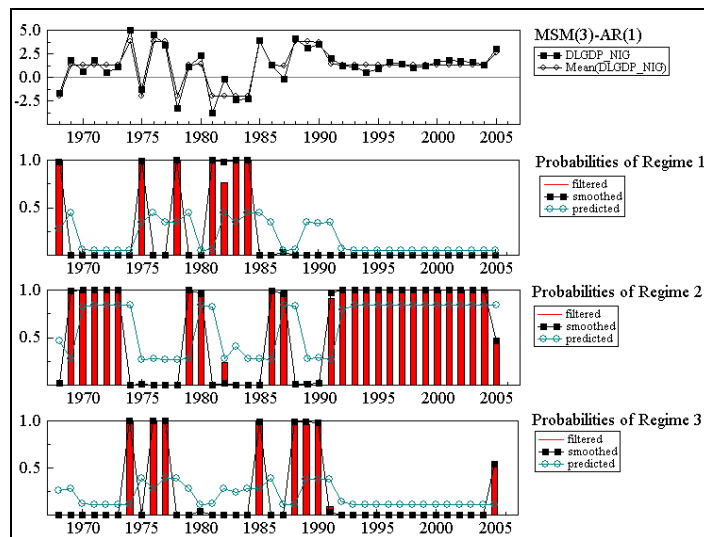
نمودار ح. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی امارات متحده عربی

مأخذ: نتایج پژوهش



نمودار ط. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ونزوئلا

مأخذ: نتایج پژوهش



نمودار ی. تعیین رژیم‌های نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیجریه

مأخذ: نتایج پژوهش