

## تعیین نقاط چرخش<sup>۱</sup> در ادوار تجاری<sup>۲</sup> اقتصاد ایران با استفاده از

### الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف<sup>۳</sup> \* (۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱)

کامبیز هژبر کیانی<sup>\*\*</sup>      علیرضا مرادی<sup>\*\*\*</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۸/۰۴      تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۰/۱۵

#### چکیده

مقاله حاضر به بررسی تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی در دوره زمانی (۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱) می‌پردازد و برای عملی ساختن این مهم از رهیافت الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف ارائه شده توسط همیلتون (۱۹۸۹) استفاده می‌کند. نتایج بدست آمده حکایت از آن دارد که در طی دوره یاد شده در سه مقطع زمانی، چهار رکود اتفاق افتاده است، طولانی‌ترین این رکودها در دوره زمانی [۱۳۷۲:۲-۱۳۷۱:۲] با تداوم هفت فصل ظهور کرده است. نتایج بدست آمده بر این دلالت دارد که در دوره مورد بررسی هر بار وقوع رکود، بطور متوسط ۱/۷۴ فصل تداوم داشته است. این در حالی است که بروز هر دوره رونق در دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران ۶/۶۶ فصل ادامه یافته است

طبقه بندی JEL : E37, E32, C32

واژگان کلیدی: ادوار تجاری، الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف.

<sup>۱</sup>- Turning Points

<sup>۲</sup>- Business Cycle

<sup>۳</sup>- Markov Switching Model (MSM)

\* این مقاله برگرفته از رساله دکتری علیرضا مرادی به راهنمایی دکتر کامبیز هژبر کیانی می‌باشد که در دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات تهران تکمیل گردیده است.

\*\* استاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی

khkiani@yahoo.com

\*\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران، پست الکترونیکی alirezamoradi\_econ@iauksh.ac.ir

## ۱- مقدمه

امروزه یک ویژگی بارز اقتصادها این است که فعالیتهای اقتصادی در آنها 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 این دوره‌ها را تاریخ گذاری ادوار تجاری می‌نامند. در قرن میلادی گذشته حجم بسیار عظیمی از کارهای تحقیقاتی در حوزه اقتصاد کلان با موضوع ادوار تجاری مرتبط بوده است. در ایالات متحده آمریکا دفتر ملی تحقیقات اقتصادی (NBER) از ابتدای تاسیس در ۱۹۲۰ وظیفه طبقه بندی، تاریخ گذاری و تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری را به عهده داشته است. از سال ۱۹۸۰ وظیفه تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری در ایالات متحده، شامل ثبت تاریخ شروع رونقها و رکودها به کمیته زمان گذاری دفتر ملی تحقیقات اقتصادی واگذار شده است. این کمیته یک نقطه چرخش را زمانی مشخص می‌کند که همه اعضا کمیته در مورد وقوع چرخش اتفاق نظر داشته باشند.<sup>۱</sup> اگرچه هر یک از این اعضا ممکنست از روشهای متفاوتی برای تعیین نقطه چرخش استفاده کنند، ولی روش آنها مبتنی بر تعریفی است که توسط برنس و میتچل<sup>۲</sup> (۱۹۴۶) از ادوار تجاری ارائه شده 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."

یک نکته بسیار مهم در این تعریف اعتقاد به وجود مراحل متمایز برای ادوار تجاری است. مثلاً رونق دوره‌هایی هستند که در آنها فعالیتهای اقتصادی سیر صعودی دارند و رکود به دوره‌هایی اطلاق می‌گردد که فعالیتهای اقتصادی در آن سیر نزولی دارند.

## ۲- رهیافت ادوار رشد در مقابل ادوار کلاسیکی

در تاریخ گذاری و تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری دو رهیافت اساسی وجود دارد.

<sup>۱</sup> - اعضاء این کمیته هفت نفره از سال ۲۰۰۳ تا کنون عبارتند از: رابرت هال (رئیس کمیته) از دانشگاه استنفورد، مارتین فلداشتاین (رئیس NBER) از دانشگاه هاروارد، جفری فرنکل از دانشگاه کالیفرنیا، رابرت گوردون از دانشگاه نورث وسترن، کریستینا رومر و دیوید رومر از دانشگاه هاروارد و ویکتور زارنویتز از دانشگاه کلمبیا می‌باشند.

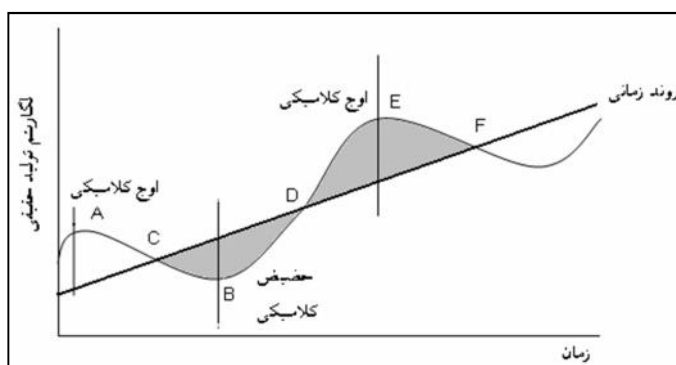
2- Burns, A. F., W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, New York.

اولین رهیافت به ادوار رشد باز می‌گردد که مبتنی بر رهیافتهای روندزدایی برای شناسایی اجزاء نوسانی تولید است. در این رهیافت باید ابتدا داده‌های تولید حقیقی را با یک روش فیلترینگ به روند و اجزاء سیکلی تبدیل کرده، در این روش، ادوار نسبت به روند تخمین زده شده تعریف می‌شوند. در این روش 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.

در تضاد با این رهیافت، روش ادوار کلاسیکی است که 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 شکل (۱) مشاهده کرد.

شکل ۱: زمان گذاری ادوار تجاری مبتنی بر رهیافت ادوار رشد در مقابل رهیافت

#### ادوار کلاسیکی



در این تصویر 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 سطح‌ها شور خورده بین نقاط C تا D یک دوره رکود مبتنی بر روش ادوار رشد و سطح‌ها شور خورده بین نقاط D تا F یک دوره رونق مبتنی بر روش ادوار رشد را به نمایش می‌گذارد.

### ۳ - الگوهای خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف

همیلتون (۱۹۸۹) الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف با وضعیت وابسته<sup>۶</sup> را معرفی کرد که امروزه ابزار بسیار قوی برای تحلیل سریهای زمانی است. اگر رفتار یک سری زمانی در طی 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 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... که در شرایط رونق و رکود رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش گذارند. بطور مثال تصور کنید که برای یک الگوی سری زمانی AR(1) که رفتار آن در رژیمهای S1, S2 (رکود و رونق) تحلیل شود بتوان معادلات ذیل را در نظر گرفت:

$$\begin{aligned} S &= S_1 \\ S &= S_2 \end{aligned} \quad (۱)$$

$$\begin{cases} y_t - \tilde{y}_1 = W_1(y_{t-1} - \tilde{y}_1) + V_t \\ y_t - \tilde{y}_2 = W_2(y_{t-1} - \tilde{y}_2) + V_t \end{cases}$$

در حالت کلی می‌توان آن را چنین نوشت:

$$y_t - \tilde{y}_{S_t^*} = W_{S_t^*}(y_{t-1} - \tilde{y}_{S_{t-1}^*}) + V_t \quad (۲)$$

که بر طبق این فرمولبندی جدید  $\tilde{y}_{S_t^*} = \tilde{y}_1$  و  $\phi_{S_t^*} = \phi_1$  است اگر  $S_t^* = 1$  باشد و  $\tilde{y}_{S_t^*} = \tilde{y}_2$  و  $\phi_{S_t^*} = \phi_2$  است اگر  $S_t^* = 2$  باشد.

الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف با مفهوم زنجیره مارکف<sup>۷</sup> 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 این که  $S_t$  برابر عددی چون  $j$  باشد فقط به مقدار گذشته اش مرتبط است، پس داریم:

$$P\{S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots\} = P\{S_t = j | S_{t-1} = i\} = P_{ij} \quad (۴)$$

این بدین مفهومست که یک فرآیند زنجیره مارکفی را می‌توان با احتمال انتقال  $\{P_{ij}\}$

<sup>۶</sup> - Markov Switching Model with State Dependent

<sup>۷</sup> - Markov Chains

<sup>۸</sup> - Transition Probability

برای  $\{i, j=1,2,3,\dots,N\}$  توصیف کرد. احتمال انتقال  $\{P_{ij}\}$  یعنی احتمال این که متغیر تصادفی  $S$  که در وضعیت (رژیم) جاری  $i$  است در دوره بعد به وضعیت (رژیم)  $j$  می‌رود، به چه میزان است. روشن 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 (یعنی  $i$ ) می‌تواند مقادیر  $\{i=1,2,3,\dots,N\}$  را اختیار کند، پس برای یک "فرآیند زنجیره مارکوفی  $N$  وضعیتی" <sup>۹</sup> ماتریس احتمال انتقالات <sup>۱۰</sup> چنین است.

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1N} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2N} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ P_{N1} & P_{N2} & \dots & P_{NN} \end{bmatrix} \quad (5)$$

همیلتون (۱۹۸۹) در مطالعه ای برای اقتصاد امریکا ماتریس احتمال انتقال را برای یک الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف با دو وضعیت (رژیم) را چنین بدست آورده است:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.90 & 0.10 \\ 0.25 & 0.75 \end{bmatrix} \quad (6)$$

مفهوم این نتایج این است که به احتمال ۹۰٪ اقتصاد که در وضعیت رونق است در وضعیت رونق باقی می‌ماند و به احتمال ۱۰٪ به وضعیت رکود می‌رود. برعکس اگر اقتصاد در دوره رکود باشد به احتمال ۲۵٪ به دوره رونق می‌رود و به احتمال ۷۵٪ در دوره رکود باقی می‌ماند.

حال فرض کنید که در زمان  $t$ ، احتمال وقوع هر وضعیت (رژیم) با بردار داده شده  $f = (P_1, P_2, \dots, P_N)$  باشد، آنگاه احتمال هر وضعیت در زمان  $t+1$  را می‌توان از رابطه ذیل بدست آورد:

$$f_{t+1} = P^t f_t \quad (7)$$

<sup>9</sup> - N-State (Regime) Markov Chains  
<sup>10</sup> - Transition Probability Matrix

برای یک فرآیند مارکوفی گسسته پایا<sup>۱۱</sup>، یک بردار احتمال ارگادیک<sup>۱۲</sup>  $f$  وجود دارد که معادل  $f = P'f$  است. این مفهوم در عمل احتمال غیر مشروط را معرفی می‌کند. همیلتون (۱۹۹۴) نشان داده است که در تحلیل زنجیره مارکوف، ریشه‌های مشخصه ماتریس انتقال  $P$  نقش مهمی دارد. در یک رهیافت با دو وضعیت ریشه‌های مشخصه را می‌توان بصورت ذیل بدست آورد:

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

$$\begin{vmatrix} \lambda - P_{11} & -P_{12} \\ -P_{21} & \lambda - P_{22} \end{vmatrix} = (\lambda - 1)(\lambda + 1 - P_{11} - P_{22}) = 0 \quad (۸)$$

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

$$f = \begin{bmatrix} \frac{(1 - P_{22})}{(2 - P_{11} - P_{22})} \\ \frac{(1 - P_{11})}{(2 - P_{11} - P_{22})} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

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

$$P\{S_t = 1\} = \frac{1 - P_{22}}{2 - P_{11} - P_{22}} \quad (۱۰)$$

احتمال غیر مشروط فرآیند در رژیم رونق ( $S_t = 2$ ) دارای بردار ویژه ای بصورت ذیل است.

$$P\{S_t = 2\} = \begin{bmatrix} -1 \\ 1 \end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

همان طوری که همیلتون نشان داده است. ماتریس احتمالات انتقال  $m$  دوره آتی برای یک فرآیند زنجیره مارکوفی دو وضعیتی عبارتست از:

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

<sup>۱۱</sup> - Stationary  
<sup>۱۲</sup> - Ergodic

$$P^m = \begin{bmatrix} \frac{(1-P_{22}) + \}^m_2(1-P_{11})}{2-P_{11}-P_{22}} & \frac{(1-P_{22}) - \}^m_2(1-P_{22})}{2-P_{11}-P_{22}} \\ \frac{(1-P_{11}) - \}^m_2(1-P_{11})}{2-P_{11}-P_{22}} & \frac{(1-P_{11}) + \}^m_2(1-P_{22})}{2-P_{11}-P_{22}} \end{bmatrix} \quad (12)$$

پس اگر بطور مثال فرایند در وضعیت جاری در رکود ( $S_t = 1$ ) باشد، احتمال این که در  $m$  دوره بعد در وضعیت رونق ( $S_t = 2$ ) باشد، عبارتست از:

$$P\{S_{t+m} | S_t = 1\} = \frac{(1-P_{11}) - \}^m_2(1-P_{22})}{2-P_{11}-P_{22}} \quad (13)$$

با توجه به این که  $\}^m_2 = -1 + P_{11} + P_{22}$  است.

یک مزیت جالب الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف این است که با کمک ماتریس احتمال انتقال می توان متوسط دوره باقی ماندن در رکود ( $S_t = 2$ ) و یا باقی ماندن در وضعیت رونق ( $S_t = 1$ ) را بدست آورد. برای مثال در مقاله همیلتون با داده های فصلی دیدیم که ماتریس احتمال انتقال عبارت بود از:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.90 & 0.10 \\ 0.25 & 0.75 \end{bmatrix}$$

$$(S_t = 1) \text{ فصل در رونق در } \frac{1}{1-P_{11}} = \frac{1}{1-0.90} = 10 \text{ متوسط باقی ماندن در رونق}$$

$$(S_t = 2) \text{ فصل در رونق در } \frac{1}{1-P_{22}} = \frac{1}{1-0.75} = 4 \text{ متوسط باقی ماندن در وضعیت رکود}$$

#### ۴ - نمایش فرآیند خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف (MSMAR)<sup>۱۳</sup>

اگر پارامترهای مدل یک فرآیند خودبازگشتی  $AR(p)$  را در فرمت مدل سوئیچینگ مارکف با  $m$  وضعیت (رژیم) در آوریم، مدل را با نماد  $MSM(m) - AR(p)$  نمایش می دهند. 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 در فرآیند تخمین باید این ماتریس را محاسبه کرد.

فرض کنید که الگوی ذیل را داریم:

$$y_t = \sim S_t + X_t \cdot \Phi S_t + v_t \quad \text{برای} \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (14)$$

<sup>13</sup> -Markov Switching Model Autoregressive Process (MSMAR)

که  $X_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$  یک بردار  $(p \times 1)$  از ضرایب  $AR$  و  $\sim_{S_t}$  میانگین هر وضعیت که یک بردار  $(m \times 1)$  معادل تعداد وضعیتهای الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف و  $v_t \sim N(0, \dagger_{S_t}^2)$  است. اگر پارامترهای مدل شامل  $\sim_{S_t}, \Phi_{S_t}, \dagger_{S_t}^2$  واریانس هر وضعیت را با نماد  $\Theta$  نمایش دهیم، باید این پارامترهای مجهول را از روش حداکثر راستنمایی تخمین بزنیم. با در نظر گرفتن توزیع نرمال برای توزیع متغیر  $y_t$ ، می توان تابع راستنمایی را چنین نوشت:

$$L(\Theta | S) = \sum_{t=p+1}^N f(y_t | Y_{t-1}, S_t) \quad (15)$$

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

$$f(y_t | Y_{t-1}, S_t) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \log \dagger_{S_t}^2 - \frac{(y_t - \sim_{S_t} - X_t \cdot \Phi_{S_t})^2}{2 \dagger_{S_t}^2} \right\} \quad (16)$$

به هر حال همان طوری که پیش از این اشاره شد، وضعیتها غیر قابل 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 می توان نوشت:

$$LL(\Theta) = \sum_{t=p+1}^n \log f(y_t | Y_{t-1}) \quad (17)$$

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

رابطه  $f(y_t | Y_{t-1}, S_t)$  را پیش از این در رابطه (16) دیدیم. با توجه به قضیه بیژ<sup>۱۴</sup> احتمال قابل پیش بینی  $P(S_{t-1} = 2 | Y_{t-1})$  برابر است با:

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

$$P(S_t = j | Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^k P_{ij} \frac{f(y_{t-1} | Y_{t-2}, S_{t-1} = 1) P(S_{t-1} = 2 | Y_{t-2})}{\sum_{m=1}^k f(y_{t-1} | Y_{t-2}, S_{t-1} = m) P(S_{t-1} = m | Y_{t-2})} \quad (18)$$



با جایگذاری (۱۸) در رابطه (۱۶) تابع لگاریتم راستنمایی را داریم که تابعی غیر خطی نسبت به پارامترهای مدل است. در این جا لازم است که درخصوص تعداد جملات  $AR(p)$  و تعداد وضعیت (رژیم) مدل سوئیچینگ مارکف  $MSM(m)$  تصمیم گیری شود، برای این منظور با توجه به نمونه تحت بررسی بایستی اقدام به اجراء مدل‌های متفاوت  $MSM(m) - AR(p)$  نموده و مراتب بهینه  $m, p$  را با بهره گیری از ملاکهای اطلاعاتی مشهور مانند: ملاک اطلاعاتی آکائیک ( $AIC$ )، ملاک اطلاعاتی بیزی شوارتز ( $SBC$ ) و ملاک اطلاعاتی هنان-کوئین ( $HQC$ ) بدست آوریم.

### ۵- پیشینه تحقیق

رهیافت سوئیچینگ مارکف ابتدا توسط همیلتون (۱۹۸۹) برای بررسی رفتار GNP حقیقی فصلی امریکا 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 زمان گذاری ادوار تجاری برای اقتصاد امریکا کرده و در مطالعه دوم با بکارگیری یک رهیافت فضای حالت<sup>۱۵</sup> سعی در ساختن شاخص ترکیبی پیشرو<sup>۱۶</sup> و شاخص رکودی برای اقتصاد امریکا دارند، اشاره کرد. در ایران بررسیهای صورت گرفته نشان داد که مطالعاتی از این نوع در کشور صورت نگرفته است.

نظر به اهمیت مطالعه همیلتون در ذیل نکات مهم کار او را یادآور می‌شویم. همیلتون (۱۹۸۹) GNP حقیقی فصلی امریکا را برای دوره ۱۹۸۴:۴-۱۹۵۱:۱ در یک مدل  $MSM(2) - AR(4)$  بصورت ذیل مورد بررسی قرار می‌دهد:

$$y_t - \tilde{s}_t^* = w_1(y_{t-1} - \tilde{s}_{t-1}^*) + w_2(y_{t-2} - \tilde{s}_{t-2}^*) + w_3(y_{t-3} - \tilde{s}_{t-3}^*) + w_4(y_{t-4} - \tilde{s}_{t-4}^*) + v_t \quad (19)$$

نتایج همیلتون حاکی از آن بود که در وضعیت  $S_t = 1$  (رونق) متوسط نرخ رشد فصلی  $\tilde{s}_1 = 1.16$  درصد و متوسط نرخ رشد فصلی در وضعیت  $S_t = 2$  (رکود)  $\tilde{s}_2 = -0.36$  درصد است.

<sup>15</sup> - State Space

<sup>16</sup> - Composite Leading Indicator (CLI)

## ۶- آمارهای فصلی و تولید آنها در ایران

پیش از آن که به بررسی داده‌های تولید ناخالص داخلی فصلی ایران بپردازیم، بایستی به یک واقعیت در خصوص داده‌های فصلی تولید شده در ایران اشاره کرد و آن این است که برخی از این داده‌ها بجای آن که جمع آوری گردند، از داده‌های سالیانه تولید می‌شوند. از میان متغیرهای اقتصاد کلان کشور، فقط تعداد اندکی از آنها بصورت مشاهدات فصلی جمع آوری شده و در دسترس سازمان‌های دولتی و خصوصی، مسئولین، مدیران، محققین و علاقه‌مندان کشور قرار می‌گیرد. برای مثال، هیچگونه داده‌های فصلی حسابهای ملی و حتی سالانه متغیرهای جمعیت که توسط مراجع ذیربط جمع آوری و منتشر شود، وجود ندارد. لذا یک راه معقول و مرسوم آن است که مشاهدات غیر قابل دسترس فصلی به گونه‌ای قبل از بکارگیری یک چنین متغیری در الگوی تجربی، تولید شوند. فرض می‌شود داده‌های درون یابی شده مورد استفاده برای تعیین مقدار تقریبی مشاهدات مفقوده، از مقادیر واقعی تبعیت می‌نمایند و لذا خطای تقریب نادیده گرفته می‌شود. هر چند این روش را به راحتی می‌توان بکار گرفت، اما اثرات آن بر روی تحلیلهای بعدی اقتصادسنجی مهم و تاثیر گذار است. بر اساس اطلاعات نویسندگان مقاله در کشور ما برای تولید داده‌های فصلی از داده‌های سالیانه، از روشهای دنتون (۱۹۷۱) و گینزبرگ (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد.

نتیجه چنین درونیابی‌هایی تولید داده‌هایی با نوسانات نسبتاً شدیدی پیرامون روند بلند مدت سری زمانی تولید شده است. تصویر (۲) مثالی از خروجی چنین داده‌هایی است که از داده‌های سالیانه تولید می‌گردند. برای تعدیل فصلی کردن این داده‌ها معمولاً از روشهای آماری استفاده می‌گردد، که از این بین می‌توان به روشهای سرشماری X-11 و X-12 معرفی شده توسط شیسکین و همکاران<sup>۱۷</sup> (۱۹۶۷) اشاره کرد. این روشهای تعدیل بی‌عیب و نقصی نبوده، زیرا ممکن است اطلاعاتی بیش از اخلاهای فصلی از یک سری را کنار گذارند. در این مقاله بجای استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی تعدیل شده برای عناصر فصلی، انتشار یافته توسط بانک مرکزی، از داده‌های تولید بالقوه محاسبه شده توسط "تبدیل ویولت"<sup>۱۸</sup> استفاده می‌گردد، این تبدیل می‌تواند از سری یاد شده نوفه زادیی کند. دلیل استفاده از این رهیافت این است که در بسیاری از مطالعات تجربی این روش را به عنوان روش مناسبی برای حذف ادوار گذرا از نوسانات بلند مدت می‌دانند.

<sup>17</sup> - Shiskin and et al (1967)

<sup>18</sup> -Wavelet Transformation

## ۷- فیلترینگ ویولت

ویولت‌ها توابع ریاضی اند که داده‌ها را به اجزای بسامدی (فرکانس) تفکیک کرده و هر جزء را با نمایش متناسب با مقیاس آن جزء بررسی می‌کنند. یکی از مزایای ویولت‌ها، نسبت به روشهای فوریه سنتی، توان بالای تحلیل آن‌ها در شرایطی است که سیگنال‌ها با گسستگی و جهشهای سریع همراه‌اند. در نظریه ویولت، اگر دامنه دید<sup>۱۹</sup> بزرگ باشد، ویژگیهای کلی سری زمانی دیده خواهند شد و اگر دامنه دید کوچک شود، جزئیات مورد توجه بیشتری قرار خواهند گرفت. بنابراین مقیاسی که در ویولت‌ها برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد، از اهمیت بالایی برخوردار است و الگوریتمهای ویولت، می‌توانند داده‌ها را با درجه وضوح مختلف پردازش کنند. در حقیقت ایده اساسی در ویولت‌ها، تحلیل بر اساس مقیاس است. سالهای متمادی، دانشمندان به دنبال توابعی به جز سینوس و کسینوس که مبنای تبدیل فوریه‌اند، را جستجو می‌کردند تا بتوانند تحلیلهای موضعی انجام دهند. تغییرات ناگهانی و جهشها، با تبدیل فوریه قابل تحلیل نیستند، اما تبدیل ویولت می‌تواند وظیفه تقریب در دامنه محدود را به خوبی انجام دهد. به عبارت دیگر، ویولت‌ها برای تقریب داده‌های با گسستگی‌های شدید، بسیار مناسب‌اند. پیش از دهه ۱۹۳۰، ویولت رشد زیادی نداشته و تحلیل فوریه که به وسیله ژوزف فوریه (۱۸۰۷) ارائه شده، در ریاضیات مورد استفاده بوده است. تحلیل فوریه بر تحلیل فراوانی تمرکز کرده و به دنبال تقریب توابع مختلف با عبارتهای سینوس و کسینوس است.

به عبارت دیگر، می‌توان هر تابع مانند  $f(x)$  را به صورت بسط فوریه آن بیان کرد:

$$f(x) = a_0 + \sum_{j=1}^{\infty} (r_j \cos jx + s_j \sin jx)$$

$$r_0 = \frac{1}{2f} \int_0^{2f} f(x) dx \quad ; \quad r_j = \frac{1}{f} \int_0^{2f} f(x) \cos(jx) dx$$

$$s_j = \frac{1}{f} \int_0^{2f} f(x) \sin(jx) dx$$

البته در اقتصادسنجی، تحلیل سریهای زمانی، بیشتر در قلمرو زمان انجام می شود، در حالی که در رشته‌هایی مانند برق، تحلیل در دامنه بسامد مرسوم است. تبدیل فوریه یک سری زمانی مانند  $y(t)$  به جای  $f(x)$  جذابیت بیشتری در تحلیل سری زمانی و اقتصاد دارد، که تفاوت چندانی را با عبارت فوق سبب نمی شود:

$$y_t = \sum_{j=0}^n \{r_j \cos(\omega_j t) + S_j \sin(\omega_j t)\}$$

که در عبارت فوق،  $\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$ ، ضریبی از بسامد اصلی  $\omega_1 = \frac{2\pi}{T}$  است. وقتی  $T$  زوج باشد.

$$\cos(\omega_n t) = (-1)^t \quad \sin(\omega_n t) = 0 \quad \cos(\omega_0 t) = 1 \quad \sin(\omega_0 t) = 0 \quad n = \frac{T}{2}$$

خواهد بود، بنابراین:

$$y_t = r_0 + \sum_{j=1}^n \{r_j \cos(\omega_j t) + S_j \sin(\omega_j t)\} + a_n (-1)^t$$

و هنگامیکه  $T$  فرد باشد:

$$n = \frac{(T-1)}{2}$$

$$y_t = r_0 + \sum_{j=1}^n \{r_j \cos(\omega_j t) + S_j \sin(\omega_j t)\}$$

به منظور بدست آوردن نمایش طیفی یک فرآیند پایا مانند فرآیند فوق، می توان فرض کرد که تعداد جملات عبارت فوق افزایش یافته و به سمت بی نهایت میل می کند. با توجه به این که با گرایش  $n$  به بینهایت، ضرایب فوریه  $(r_j, S_j)$  به صفر میل می کنند، نیاز به بیان عبارت فوق به صورت مشتقات توابع معینی است.

اگر چه نمایش طیفی سریهای زمانی و تبدیل فوریه می توانند موجب سهولت تحلیل و تخمین مدل‌های سری زمانی شوند، اما تحلیل بسامد در برخی از موارد جوابگو نیست. مهم ترین تفاوت‌های تبدیل فوریه و تبدیل ویولت به شرح ذیل اند:

۱. تبدیل فوریه به تحلیل بسامد می پردازد، درحالی که تبدیل ویولت، تحلیل مقیاس را هم مدنظر قرار می دهد.

۲. توابع پایه ای، تبدیلات فوریه سینوس و کسینوس اند، در حالی که در تبدیل ویولت، توابع پایه، یکتا و منحصر به فرد نیستند (در تبدیل ویولت، توابع بی شماری وجود دارند).

۳. در تحلیل ویولت، دامنه دید قابل تغییر بوده و می توان هم زمان، توابع پایه ای کوتاه و بلند را داشت، در حالیکه در تبدیل فوریه، محتوی بسآمد تابع در طول محور زمانی، پایا فرض می شود.

۴. اگر  $f(x)$  یک تابع مفروض باشد، انرژی تابع به صورت

$$E = \frac{1}{2} \int_0^{2f} |f(x)|^2 dx$$

تعریف می شود، که انرژی در تبدیل فوریه، یک تابع یا یک فرآیند نامحدود است، در حالی که تبدیل ویولت آن را محدود می کند. بنابراین، یک اغتشاش کوچک انفرادی در تبدیل فوریه فرکانسهای سری فوریه را تحت تأثیر قرار می دهد، در حالیکه در ویولت این گونه نیست. در اقتصاد، تغییر رژیمهای سیاستی، با ویولتها سازگاری دارد. پیش از آن که به بررسی ارتباط تبدیل فوریه، نمایش طیفی و ویولتها به صورت جبری پردازیم، مبانی ویولت را مورد بحث قرار می دهیم.

همان طور که اشاره شد، ویولتها به دنبال تحلیل توابع در مقیاسهای و معین اند. و همچنین جنسیت جداگانه دارند. ویولتهای پدر معمولاً با نماد  $W$  و ویولت مادر با نماد  $E$  نمایش داده می شود.

$$W_{j,k}(t) = s^{-\frac{j}{2}} W\left(\frac{t - s^j k}{s^j}\right)$$

$$E_{j,k}(t) = s^{-\frac{j}{2}} E\left(\frac{t - s^j k}{s^j}\right)$$

ویولت پدر انتگرالی برابر با یک و ویولت مادر انتگرال صفر دارد.

$$\int W(t) dt = 1$$

$$\int E(t) dt = 1$$

ویولتهای پدر  $W$  و ویولت مادر  $E$  می توانند اشکال مختلف از جمله هتر<sup>۲۰</sup>، کلاه مکزیکی<sup>۲۱</sup> و سیملت<sup>۲۲</sup> داشته باشند. از فیلتر ویولت برای بررسی ادوار تجاری در چند مطالعه در خارج از کشور استفاده شده است، از این بین می توان به مطالعه "ریحان، وین و

<sup>20</sup> - Haar Wavelet

<sup>21</sup> - Mexican Hat Wavelet

<sup>22</sup> - Symmlet Wavelet

ژنگ<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۵) اشاره کرد. همان طوری که پیش از این نیز بدان اشاره کردیم، ویولت‌ها برای تقریب داده‌های با گسستگی‌های شدید، بسیار مناسب اند.

#### ۸- مروری بر داده‌های تحقیق

داده‌های بکار گرفته شده در این مقاله، تولید ناخالص داخلی فصلی ایران به قیمت ثابت (۱۳۸۳=۱۰۰) در دوره زمانی (۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱) است که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران انتشار یافته است. بر اساس تحلیل بخش قبل در خصوص داده‌های فصلی تولید شده در ایران و امکان ایجاد خطای ناشی از درونیایی فصلی کردن داده‌های سالیانه، در این مقاله با بهره‌گیری از رهیافت ویولت اقدام به تعیین روند بلند مدت تولید ناخالص داخلی فصلی کرده ایم. برای این بخش از "ویولت مورلت" استفاده کرده ایم که توسط تابع گوسین برای مدولاسیون<sup>۲۴</sup> بوده و در میرا شدن دارای خواص تایع نمایی بصورت ذیل است:

$$\Psi(t)^M = \frac{1}{\sqrt{2f}} e^{-\left(\frac{0.5t}{a}\right)^2} e^{i\%ot}$$

در این تابع  $2ff = \%o$  بوده که در آن  $f$  پارامتر بسآمد بوده و در این رابطه بین پارامتر  $a$  و  $f$  پارامتر بسآمد رابطه ذیل برقرار است:

$$a = \frac{f_0}{f}$$

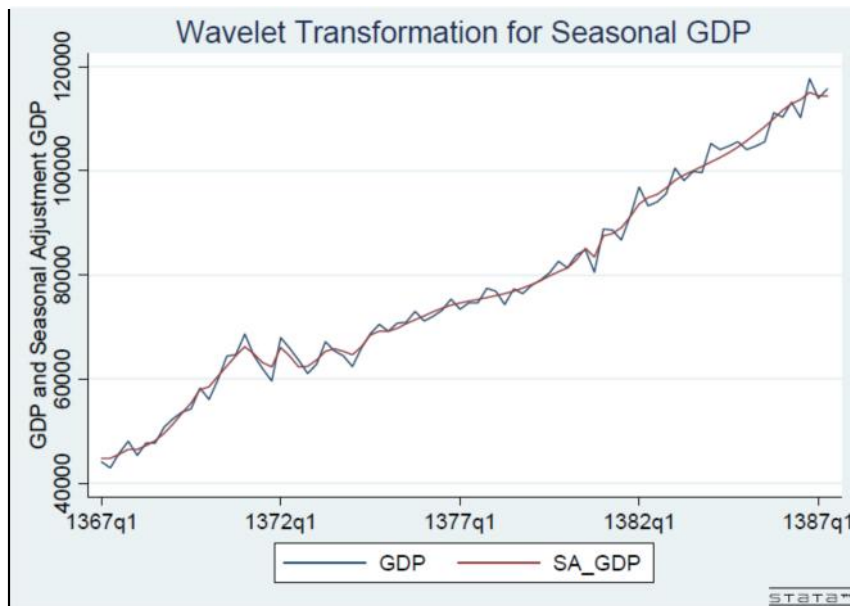
که در آن  $f_0$  پارامتر آزادی است که می‌تواند شکل تایع ویولت را کنترل کرد. محاسبات این بخش با استفاده از امکانات برنامه نویسی در جعبه ابزار ویولت در نرم افزار *MATLAB* نسخه ۷/۸ انجام شده است. تصویر (۲) تولید ناخالص داخلی فصلی و تولید ناخالص داخلی تعدیل شده توسط رهیافت ویولت را در دوره زمانی یاد شده نشان می‌دهد.

شکل ۲: تولید ناخالص داخلی فصلی و تولید ناخالص داخلی تعدیل شده توسط

رهیافت ویولت

<sup>23</sup> - Raihan, S. Y. W and B Zeng, (2005), "Wavelet: A New Tool for Business Cycle Analysis" Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 2005-050A.

<sup>24</sup> -Modulation



حال در این مرحله تولید ناخالص تبدیل یافته توسط رهیافت ویولت و نرخ رشد آن را مورد آزمون قرار دهیم. نتایج آزمون ریشه واحد<sup>۲۵</sup> برای تولید ناخالص داخلی فصلی ایران با وجود چهار وقفه زمانی و روند زمانی قطعی معادل  $-1/335$  است که از مقدار بحرانی مک کینون در سطوح  $0.1\%$ ،  $0.5\%$  و  $1.0\%$  بزرگتر است (قدر مطلق آماره از مقدار بحرانی کوچکتر است) که این نشان از عدم رد فرضیه وجود یک ریشه واحد دارد.

شکل ۳: خروجی آزمون ریشه واحد نرم افزار STATA برای GDP

```
. dfuller wave_GDP, lags(1) trend regress
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      80
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
              Test          1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Statistic      Value          Value          Value
-----
z(t)          -1.335          -4.084          -3.470          -3.162
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8790
-----
D.Wave_GDP   |      Coef.   Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
   wave_GDP   |
   L1.         |  -.0455658   .0341312   -1.34  0.186   - .1135439   .0224124
   LD.         |   .1411871   .1150365    1.23  0.223   - .087928   .3703022
   _trend     |  39.33248   28.19447    1.40  0.167   -16.82166   95.48663
   _cons      |  2652.634   1503.075    1.76  0.082   -341.0007   5646.268
-----+-----
```

<sup>25</sup> - Unit Root

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای ایجاد پایایی<sup>۲۶</sup> در سری زمانی یاد شده و برای جلوگیری از نتایج نادرست ناشی از وجود رگرسیون کاذب<sup>۲۷</sup> با گرفتن نرخ رشد (تفاضل لگاریتم) تولید ناخالص داخلی فصلی آزمون ریشه واحد را برای این سری زمانی انجام می‌دهیم، جدول (۲) خروجی آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته را برای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی با عرض از مبدا و ۱ وقفه و بدون وجود روند زمانی قطعی نشان می‌دهد.

---

26 - Stationarity

27 - Spurious Regression



جدول ۲: خروجی آزمون ریشه واحد نرم افزار STATA نرخ رشد تولید ناخالص داخلی

```
. dfuller D.LGDP, lags(1) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 79			
Test Statistic	----- 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	----- 10% Critical Value		
Z(t)	-5.819	-3.539	-2.907	-2.588	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000					
D2.LGDP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
LGDP					
LD.	-.8442151	.1450749	-5.82	0.000	-1.133157 - .5552733
LD2.	.0715122	.1148737	0.62	0.535	-.1572786 .3003029
_cons	.0098055	.0024708	3.97	0.000	.0048845 .0147265

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد برای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی ایران با چهار وقفه و روند زمانی قطعی معادل  $-5/819$  است که از مقدار بحرانی مک کینون در سطح  $1\%$ ،  $5\%$  و  $10\%$  کوچکتر است (قدر مطلق آماره از مقدار بحرانی بزرگتر است) که این نشان از رد فرضیه وجود یک ریشه واحد برای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی در دوره یاد شده دارد. با اطمینان از پایا بودن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی، اکنون می‌توان این متغیر را برای تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری وارد الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف کرد.

### ۹- تعیین الگوهای بهینه $MSM(m) - AR(p)$

پس از این که پایا بودن سری زمانی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در جدول (۲) مشخص گردید، ابتدا با در نظر گرفتن مراتب متفاوت برای  $m$ ،  $p$  با توجه به ملاک اطلاعاتی آکائیک، ملاک اطلاعاتی بیزی شوارتز و ملاک اطلاعاتی هنان- کوئین مراتب بهینه مدل  $MSM(m) - AR(p)$  را بدست می‌آوریم. خلاصه نتایج این بخش در جدول (۳) گزارش شده است. بر اساس نتایج ذیل الگوی  $MSM(2) - AR(1)$  الگوی بهینه است.

### جدول ۳: گزینش مناسبترین مدل $MSM(m) - AR(p)$

مدل	ملاک اطلاعاتی		
	آکائیک	بیزی شوارتز	هنان و کوئین
MSM(2)-AR(1)	۴/۳۰۶۶	۴/۴۲۹۴	۴/۳۸۳۲
MSM(2)-AR(2)	۴/۳۱۵۹	۴/۷۴۰۲	۴/۴۸۴۰
MSM(2)-AR(3)	۴/۳۷۹۸	۴/۷۶۸۴	۴/۵۳۴۰
MSM(2)-AR(4)	۴/۳۹۷۰	۴/۶۵۰۴	۴/۴۳۷۴
MSM(2)-AR(5)	۴/۳۳۵۰	۴/۴۶۱۶	۴/۴۲۴۹
MSM(2)-AR(6)	۴/۳۴۳۲	۴/۵۰۴۴	۴/۴۴۶۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

### ۱۰- نتایج تخمین الگوهای $MSM(2) - AR(1)$

در این بخش الگوی  $MSM(2) - AR(1)$  بهینه که در بخش قبل شناسایی شده است را تخمین زده و خلاصه نتایج را ارائه می‌کنیم. تخمینهای این بخش توسط برنامه نویسی در نرم افزار MATLAB نسخه ۷/۸ استخراج شده است.

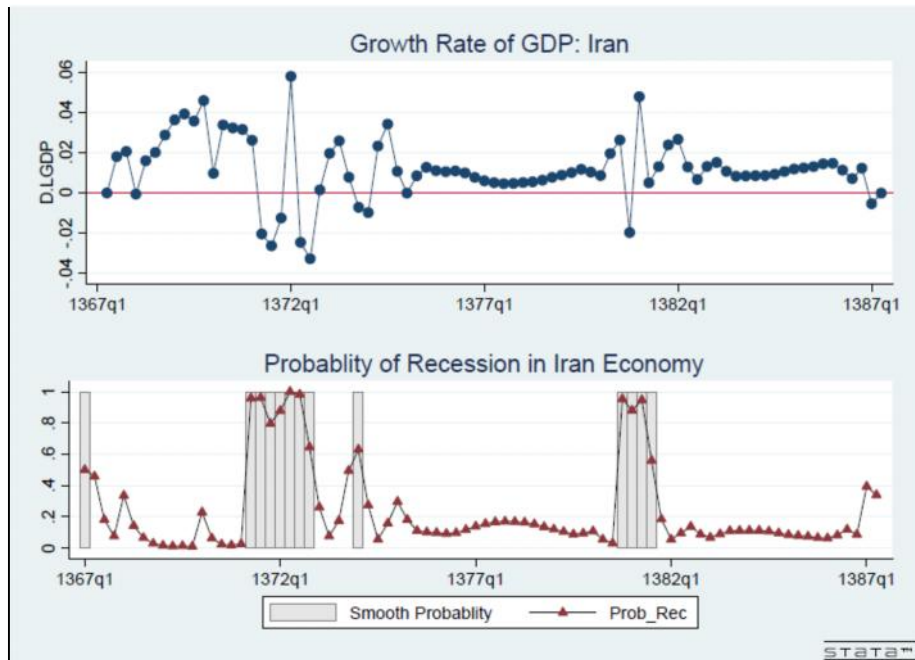
جدول ۴: تخمین حداکثر راستنمایی پارامترهای الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ

مارکف: رشد تولید فصلی کشور ایران

ضرایب تخمینی در الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف					
خطای معیار رگرسیون		جمله $AR(1)$		میانگین نرخ رشد (عرض از مبدا)	
رکود- رژیم ۲	رونق- رژیم ۱	رکود- رژیم ۲	رونق- رژیم ۱	رکود- رژیم ۲	رونق- رژیم ۱
۱/۳۱۲۶	۳/۲۵۳۲	۰/۸۷۸۳	-۰/۵۴۵۴	-۰/۲۶۰۷	۲/۲۲۲۱
(۰/۸۸۸۶)	(۰/۶۲۲۴)	(۰/۲۰۱۳)	(۰/۴۸۹۱)	(۰/۶۲۹۴)	(۰/۹۳۰۸)
[۱/۴۹]	[۵/۲۲۶]	[۴/۳۶۳]	[۱/۱۱۵]	[۰/۴۱۴]	[۲/۳۸۷]
ماتریس انتقال احتمال		میزان تداوم (فصل)		تعداد مشاهدات	
$p_{11} = 0.85$	$p_{12} = 0.75$	رکود- رژیم ۲	رونق- رژیم ۱	رکود- رژیم ۲	رونق- رژیم ۱
$p_{21} = 0.15$	$p_{22} = 0.25$	۱/۳۳	۶/۶۶	۱۲/۳	۶۹/۷
توجه: (اعداد داخل پرانتز خطاهای معیار هستند) - [اعداد داخل کروشه آماره t هستند]					

ماخذ: یافته‌های تحقیق

شکل ۵: تعیین نقاط چرخش و تاریخ گذاری ادوار تجاری در داده‌های فصلی ایران



ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حکایت از آن دارد که متوسط نرخ رشد فصلی در دوره رونق  $\hat{\alpha}_1 = 2.2221$  درصد و در دوره رکود نرخ رشد فصلی معادل  $\hat{\alpha}_2 = -0.2607$  درصد است. با توجه به این که ماتریس احتمال انتقالات برای مدل فوق عبارتست از:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.8500 & 0.7480 \\ 0.1490 & 0.2510 \end{bmatrix}$$

متوسط دوره باقی ماندن در دوره رونق معادل  $6/66$  فصل و متوسط دوره باقی ماندن در دوره رکود معادل  $1/33$  فصل است.

### ۱۱- تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری ایران

بر اساس ملاک تعیین نقاط چرخش مورد استفاده در دفتر ملی تحقیقات اقتصادی امریکا (NBER) دو تعریف برای نقطه اوج و نقطه حوضیض ارائه شده است که برای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی چنین است:

**تعریف ۱:** یک نقطه اوج در دور تجاری در فصل  $t+1$  اتفاق می‌افتد اگر اقتصاد در فصل  $t$  در مرحله رونق بوده و  $P(S_{t+1} \geq 0.5)$  باشد.

**تعریف ۲:** یک نقطه حزیض در دور تجاری در فصل  $t$  اتفاق می‌افتد اگر اقتصاد در فصل  $t$  در مرحله رکود بوده و  $P((S_t) < 0.5)$  باشد.

جدول (۵) زمانهای بروز نقطه چرخش در ادوار تجاری ایران را برای داده ای فصلی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را که توسط رهیافت سوئیچینگ مارکف محاسبه شده است را نشان می‌دهد.

**جدول ۵: زمانهای بروز نقطه چرخش در ادوار تجاری ایران بر اساس رهیافت سوئیچینگ مارکف<sup>۲۸</sup>**

شروع حزیض	پایان حزیض	میانگین احتمال رکود	تداوم (تعداد فصل)
۱۳۶۷:۱	۱۳۶۷:۲	۰/۵	۱
۱۳۷۱:۲	۱۳۷۲:۴	۰/۸۸	۷
۱۳۷۴:۱	۱۳۷۴:۲	۰/۶۳	۱
۱۳۸۰:۴	۱۳۸۱:۳	۰/۸۳	۴
میانگین تعداد فصول باقی ماندن در رکود:			۱/۷۴ فصل

ماخذ: یافته‌های تحقیق

## ۱۲- نتیجه گیری

تاریخ گذاری ادوار و تعیین نقاط چرخش در تحولات کوتاه مدت اقتصاد پیش نیاز مطالعات ادوار تجاری می‌باشد. در تعیین نقاط چرخش و شیوه تاریخ گذاری ادوار معمولاً از دو رهیافت اساسی استفاده می‌شود. این رهیافتها عبارتند از: "رهیافت ادوار رشد" و "رهیافت ادوار کلاسیکی" است. مقاله حاضر به بررسی تاریخ گذاری در ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی (۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱) می‌پردازد و از رهیافت الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف ارائه شده توسط همیلتون (۱۹۸۹) استفاده می‌کند، رهیافتی که امروزه در اکثر کشورهای پیشرفته برای شناسایی و تاریخ گذاری ادوار از آن استفاده می‌شود. نتایج بدست آمده حکایت از آن دارد که در طی دوره یاد شده در

. در استخراج نتایج جدول ( ) از رهیافت دفتر ملی تحقیقات اقتصادی امریکا (NBER)

سه مقطع زمانی، چهار رکود اتفاق افتاده است، طولانی ترین این رکودها در دوره زمانی [۱۳۷۱:۲-۱۳۷۲:۲] با تداوم هفت فصل بروز یافته است. ولی نتایج بدست آمده بر این دلالت دارد که در دوره مورد بررسی هر بار وقوع رکود، بطور متوسط  $1/74$  فصل تداوم داشته است. این در حالیست که بروز هر دوره رونق در دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران  $6/66$  فصل ادامه دارد.

### منابع:

- عباسی نژاد، حسین و شاپور محمدی. تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه موجک‌ها، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۵: ۱-۲۰.
- هژبر کیانی کامبیز و علیرضا مرادی (۱۳۸۸). تخمین تولید بالقوه و شکاف تولید با استفاده از رهیافتهای فیلترینگ. مجله علمی پژوهشی پژوهشنامه علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه مازندران، شماره ۱۲: ۳۰۰-۳۲۰.
- Albert, James H. & Chib, Siddhartha.(1993).Bays inference via gibbs sampling of autoregressive time series subject to markov mean and variance shifts. Journal of Business and Economic Statistics, 11(1): 1-15.
- Beaudry, P. and Koop, G.(1993).Do Recessions Permanently Change Output? Journal of Monetary Economics, 31(12):149-63.
- Boldin, M. D. Dating Turning Points in the Business Cycle. Journal of Business, 1994,67(1):97-130
- Burns,Arthur F. and Mitchell, Wesley E. Measuring Business Cycles. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.
- Chauvet, M.(1998).An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching.” International Economic Review, 39(4):969-96.
- Croushore, D. & Stark, T. (2001)A real-time data set for macroeconomists. Journal of Econometrics, 105(1):111-30.
- Denton, F.T. (1971).Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization. Journal of the American Statistical Association, 66(333): 99-102
- Diebold, Francis X. &Rudebusch, Glenn D.(1998). Measuring business cycles: a modern perspective. The Review of Economics and Statistics, 78(1):67-77.
- Diebold, Francis X. & Rudebusch, Glenn D.(1993). The ‘plucking model’ of business fluctuations revisited. Economic Inquiry, 31(2):171-77.
- Friedman, M.(1964). Monetary studies of the national bureau, the national bureau enters its 45th year, 44th annual report. New York: National Bureau of Economic Research: 7-25.
- Ginsburg, V.A. (1973).A further note on the derivation of quarterly figures consistent with annual data. Applied Statistics, 22(3):368-374.
- Hamilton, James D.(1989).A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica. 57(2):357-84.

- Hamilton, James D. Time Series Analysis. Princeton University.
- Hansen, Bruce E.(1992). The Likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the markov-switching model of gnp.” Journal of Applied Econometrics, 7(Supple 0):S61-S82.
- Kim, C. Morley, J. & Piger, J.(2002). Nonlinearity and the permanent effects of recessions. Working Paper 2002-1014, Federal Reserve Bank of St. Louis,
- Kim, C. J. & C. R. Nelson (1998). Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. The Review of Economics and Statistics 80 (2):188–201.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson (1999). State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications Cambridge: MIT Press.
- Kim, C.-J. & Nelson, Charles R.(1999). Friedman’s plucking model of business fluctuations: tests and estimates of permanent and transitory components. Journal of Money, Credit, and Banking, 31(3):317-34.
- Layton, Allan P.(1996). Dating and predicting phase changes in the U.S. business cycle. International Journal of Forecasting, 12(3):417-28.
- McConnell, Margaret M.(1998). Rethinking the value of initial claims as a forecasting tool. Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance, 4(11): 1-6.
- Moore, Geoffrey H. & Zarnowitz, V.(1986). The Development and role of the national bureau of economic research’s business cycle chronologies in Robert J. Gordon, ed., The American Business Cycle: Continuity and Change. Chicago: University of Chicago Press.
- Sichel, D. E(1994). Inventories and the three phases of the business cycle. Journal of Business and Economic Statistics, 12(3):269-77.

پیوست الف: خروجی نرم افزار MATLAB برای تخمین الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف از رشد تولید فصلی کشور ایران

```
----- EM algorithm converged after 99 iterations -----
EQ(1) MSM(2)-AR(1) model of DLGDP
  Estimation sample: 1367 (1) - 1387 (2)
no. obs. per eq. :      82
no. parameters   :      10   linear system :      2
no. restrictions  :      1

----- matrix of transition probabilities -----
                Regime 1   Regime 2
Regime 1      0.8500     0.7480
Regime 2      0.1490     0.2510
----- regime properties -----
                nObs      Prob.   Duration
Regime 1      69.7      0.8500     6.66
Regime 2      12.3      0.2510     1.33
----- coefficients -----
                Coef   StdError   t-val
Mean (Reg.1)   2.2221   0.9308     2.3873
Mean (Reg.2)  -0.2607   0.6294    -0.4142
DIRGDP_1      -0.5455   0.4891    -1.1153
DIRGDP_2       0.8784   0.2013     4.3636

Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122
Sum log likelihood for Normal distribution - MS(2)-Ar(1)-->-216.6122

***** MS Optimizations terminated. *****

Final log Likelihood: -216.6122           Number of parameters: 10

-----> Final Parameters <-----

Parameters in State 1:
AR param      -> -0.54549           AR param (Std)-> 0.48916
Constant      -> 2.2221             Constant (Std)-> 0.93085
Std Dev       -> 3.2532             Std Dev (Std)-> 0.6224

Parameters in State 2:
AR param      -> 0.87836           AR param (Std)-> 0.2013
Constant      -> -0.2607          Constant (Std)-> 0.62946
Std Dev       -> 1.3126           Std Dev (Std)-> 0.88861

-----> Transition Probabilities Matrix <-----
                0.850           0.748
```

0.149

0.251