

# سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تحلیل علل بروز آن با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

علی اصغر اسفندیاری<sup>۱</sup>  
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان تاریخ تأیید: ۹۰/۰۴/۰۸  
نجمه السادات موسوی<sup>۲</sup>  
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان تاریخ دریافت: ۸۹/۰۹/۱۸

## چکیده

مطالعه حاضر به بررسی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تجزیه و تحلیل علل آن‌ها می‌پردازد. در این مطالعه از سری زمانی متغیرهای تشکیل‌دهنده درآمد ملی و سایر متغیرهای تأثیرگذار در ایجاد سیکل‌های تجاری، استفاده شده است و کلیه داده‌ها با بسامد سالانه، به صورت لگاریتمی و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، در نظر گرفته شده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی، سال‌های بین ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ می‌باشد. به منظور استخراج سیکل‌های تجاری، از روش آماری فیلتر هادریک - پرسکات (HP) استفاده شده است و استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری نیز منجر به شناخت متغیرهای همزمان، پیشرو و پسرو و خصوصاً کشف علل سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران گردید. پس از آن متغیرهای پیشرو، تحت مدل رگرسیون خطی سیکل‌های تجاری و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت و سهم هر یک از متغیرهای ذکر شده در ایجاد نوسانات تولید ناخالص داخلی حقیقی تعیین گردید. ضرایب برآورد شده حاکی از آن است که متغیر صادرات نفت و گاز تأثیری مثبت و متغیر قیمت نفت خام، تأثیر منفی بر سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران بر جای گذاشته است.

واژگان کلیدی: سیکل‌های تجاری، فیلتر هادریک - پرسکات (HP)، شاخص‌های سیکل‌های تجاری، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)  
طبقه‌بندی موضوعی: E32, E01, C40, C22

## مقدمه

پس از گذشت حدود یک قرن از اولین بررسی‌های علمی درباره سیکل‌های تجاری، هنوز منازعات زیادی بر سر علل پیدایش و ساز و کار سرایت آن وجود دارد. این موضوع، از آن جهت دارای اهمیت است که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون شناخت چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و ریشه آن مفهومی ندارد (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷: ۲۴/۲۲). اقتصادهای امروزی

1. Email: a.esfandiari@khozestan.srbian.ac.ir  
2. Email: mousavi\_ns@iauhvaz.ac.ir

معمولاً دورانی از رونق و رکود را تجربه می‌نمایند که به آن‌ها عنوان سیکل‌های تجاری اطلاق می‌گردد. این نوسانات در عملکرد و سرنوشت اقتصادی هر کشور نقش مهمی را ایفا می‌کنند. به همین دلیل است که شناسایی این پدیده و پی بردن به دلایل بروز آن از یکصد و پنجاه سال قبل یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان بوده است. یک سیکل تجاری را می‌توان به چهار مرحله بهبود<sup>۱</sup>، رونق<sup>۲</sup>، کساد<sup>۳</sup> و رکود<sup>۴</sup> تقسیم نمود. وقتی که تولید و اشتغال بالا می‌رود، می‌گویند اقتصاد در مرحله بهبود است، وقتی که تولید به اشتغال کامل نزدیک می‌شود و منابع با حداکثر ظرفیت خود کار می‌کنند، اقتصاد به مرحله رونق می‌رسد، هنگامی که تولید ناخالص ملی و اشتغال سیر نزولی پیدا می‌کنند، می‌گویند اقتصاد دچار کساد شده است و وقتی که کاهش تولید و اشتغال عمیق و ژرف می‌شود، می‌گویند اقتصاد دچار رکود شده است. یک سیکل تجاری معمولاً چندین سال به طول می‌انجامد تا کامل شود. مراحل سیکل تجاری از یک دوره رکود تا دوره‌ای دیگر و یا از یک دوره رونق تا دوره‌ای دیگر، یک سیکل کامل را تشکیل می‌دهد. معمولاً نظریه‌های سیکل‌های تجاری را به دو دسته تقسیم می‌نمایند. بر این اساس برخی اقتصاددانان بر این باورند که اقتصادها ذاتاً دارای مشکلات درونی بوده (عوامل درونزا) و اساس پیدایش سیکل‌های تجاری از این موضوع نشأت می‌گیرد؛ در حالی که برخی دیگر تکانه‌های بیرونی اقتصاد (عوامل برونزا) را عامل اساسی ایجاد چنین نوساناتی می‌دانند. از این رو وقوف بر کم و کیف این پدیده و شناسایی علل و موجبات حدوث آن، سبب می‌شود که بتوان در برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی از آثار منفی آن یعنی بروز بحران‌ها اجتناب و از آثار مثبت یعنی نیل به رونق اقتصادی و حفظ آن و در نتیجه تخصیص بهینه منابع بهره‌گیری نمود (گرجی و میرسپاسی، ۱۳۸۱: ۱۴/۱). این مقاله شامل بخش‌هایی به این شرح است: بخش اول شامل مقدمه و مبانی نظری می‌باشد، بخش دوم به بررسی پیشینه تحقیق در داخل و خارج کشور می‌پردازد، در بخش سوم روش‌شناسی و معرفی متغیرهای تحقیق آورده شده است. بخش چهارم به استخراج سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و شناسایی و اندازه‌گیری آن‌ها اختصاص دارد. در بخش پنجم شناسایی محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری انجام گرفته است و بخش ششم به بررسی میزان تأثیرپذیری سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران از محرک‌های مذکور اختصاص یافته و در نهایت در بخش نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی حاصل از آموزه‌های تحقیق ارائه شده است.

- 
1. Improve
  2. Expansion
  3. Contraction
  4. Stagnation

## ۱- پیشینه تحقیق

## ۱-۱- پیشینه تحقیق داخلی

عباسی نژاد و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۸۸)، در بررسی خود تلاش کردند تا یک مدل سیکل تجاری واقعی<sup>۲</sup> (RBC) را بر اساس رهیافت حداکثر راست‌نمایی و روش فیلتر کالمن<sup>۳</sup>، برای اقتصاد ایران برآورد کنند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شوک‌های تکنولوژی در اقتصاد ایران نسبتاً پایدار بوده و اثرات این شوک‌ها، مدت زمان طولانی، اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهند به طوری که کنترل شوک‌های نفتی دارای اثر مستقیم بر کنترل شوک‌های تکنولوژیکی و بهبود ثبات اقتصادی می‌باشد. کریمی و همکاران<sup>۴</sup> (۱۳۸۸)، در پژوهش خود به ارزیابی عمده‌ترین عوامل مؤثر بر همزمانی سیکل‌های تجاری کشورهای اسلامی با تأکید بر شاخص یکپارچگی تجاری با استفاده از مدل همزمان پرداختند. نتایج نشان داد شاخص یکپارچگی تجاری از مهم‌ترین عوامل ایجادکننده همزمانی در سیکل‌های تجاری کشورهای اسلامی بوده است؛ به علاوه عواملی نظیر تشابه سیاست‌های مالی و تشابه ساختارهای اقتصادی ما بین کشورها نیز از جمله راه‌های مهم تأثیرگذار بر همزمانی چرخه‌های تجاری کشورهای عضو OIC<sup>۵</sup> می‌باشد. گرجی و اقبالی<sup>۶</sup> (۱۳۸۸)، در مقاله خود به بررسی نقش عوامل پولی و مالی بر روی نوسانات تولید در اقتصاد ایران با استفاده از روش خود توضیح برداری<sup>۷</sup> (VAR) پرداختند. نتایج مقاله نشان داد که گرچه هر دو ابزار سیاستی، یعنی سیاست‌های مالی و پولی در ایجاد سیکل تجاری نقش داشته‌اند، ولی اثرگذاری سیاست‌های مالی در ایجاد سیکل تجاری بیشتر از سیاست‌های پولی می‌باشد. دلالی اصفهانی و همکاران<sup>۸</sup> (۱۳۸۶)، در بررسی خود به تشخیص سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران از طریق به مدل درآوردن ساختار همزمان عرضه و تقاضای کل پویا پرداختند. برای برآورد ضرایب از روش پیشرفته گشتاورهای تعمیم یافته<sup>۹</sup> (GMM) در اقتصادسنجی استفاده شد و نتایج توانست در دوره مورد بررسی چهار سیکل تجاری مختلف رونق و رکود را تشخیص و گزارش کند، به طوری که سیکل‌های تجاری رونق و رکود، یک حرکت مارپیچی را به سوی بهبود در اقتصاد ایران به نمایش گذاشته‌اند.

۱. حسین عباسی نژاد، اصغر شاهمرادی و حسین کاوند

2. Real Business Cycles

3. Kalman Filter

۴. فرزاد کریمی، حسین پیراسته و سیدکمیل طیبی

5. Organizational of the Islamic Conference

۶. ابراهیم گرجی و علیرضا اقبالی

7. Vector Auto regressions

۸. رحیم دلالی اصفهانی، هوشنگ شجری، محسن رنانی و سهراب دل‌انگیزان

9. Generalized Method of Moments

## ۱-۲- پیشینه تحقیق خارجی

رُز<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، در مقاله خود به بررسی همزمان سازی سیکل های تجاری و هدفمندسازی تورم به سوی اتحادیه پولی آسیا پرداخت. نتایج حاکی از آن است که ورود به هدفمندسازی تورم، همزمان سازی سیکل های تجاری را حدوداً به اندازه تثبیت نرخ ارز یا ورود به اتحادیه پولی بالا ببرد. در این صورت، هدفمندسازی تورم به افزایش در همزمان سازی سیکل های تجاری منجر می شود و یک نقطه شروع برای ادغام و یکپارچگی وسیع تر پولی فراهم می سازد. متز<sup>۲</sup> (۲۰۰۹)، در مقاله خود در زمینه تفسیر بازارهای سهام و همزمانی سیکل های تجاری در آلمان، قبل از جنگ جهانی اول بحث کرد. این تفسیر بر این فرضیه که فیلتر هادریک - پرسکات<sup>۳</sup> (HP) برای تفکیک عناصر سیکلی در بررسی سری های زمانی کارآمد خواهد بود، استوار است. نتایج نشان داد که اگر یک سری زمانی به وسیله وقفه های روند و دامنه دور آشفته شود فیلتر مذکور به اجزای نامنظمی منجر می شود که در حرکت همزمان بین عناصر سیکلی سری ها اثر می گذارد. ژاوو و هسو<sup>۴</sup> (۲۰۰۸)، در مطالعه خود سیکل های تجاری واقعی و سیاست های مالی کشور چین را بررسی کردند. برای بررسی عوامل به وجود آورنده نوسانات اقتصادی در چین یک مدل رشد نئوکلاسیک استاندارد مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که نرخ رشد TFP<sup>۵</sup>، دلیل اصلی برای نوسان اقتصادی به شمار می آید. همچنین مشخص گردید که تغییر سیاست در مخارج دولت می تواند دلیل نوسانی تر شدن مصرف نسبت به تولید را بیان کند. کریستیانو و دن هان<sup>۶</sup> (۱۹۹۵)، در تحقیق خود از برآوردکننده گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای تحلیل سیکل های تجاری، استفاده کرده اند. عامل متمایزکننده این تحقیق با سایر تحقیق ها در استفاده از فیلتر HP است. از طرفی از طریق آزمون کای دو<sup>۷</sup> مدل سیکل تجاری تعادلی در نظر گرفته شده جهت برآزش ارزیابی شد. این آزمون گشتاورهای دوم مدل را با گشتاورهای دوم واقعی برآورده شده مورد مقایسه قرار داد. نتایج نشان داد که برای روش GMM، الگوی مورد نظر یک الگوی مناسب برای اقتصاد آمریکا به شمار نمی آید.

## ۲- روش شناسی و معرفی متغیرهای تحقیق

روش های مورد نیاز برای اجرای تحقیق عبارتند از روش فیلترسازی جهت تجزیه روند و دوران در سری های زمانی، استفاده از شاخص های سیکل های تجاری، جهت شناسایی متغیرهای

- 
1. Andrew K. Rose
  2. Rainer Metz
  3. Hodrick-Prescott filter
  4. Min Zhao & Minchung Hsu
  5. Total Factor Productivity
  6. Lawrence J. Christiano & Wouter den Haan
  7. Chi-Square Test

پیشرو، پسرو و همزمان و در نهایت تشریح رویکرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته<sup>۱</sup> به عنوان روش برآورد ضرایب مدل در نظر گرفته شده، جهت بررسی میزان تأثیرپذیری سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران از متغیرهای پیشرو.

## ۲-۱- تجزیه روند و دوران در سری‌های زمانی توسط فیلتر هادریک - پرسکات (HP)

تولید ناخالص داخلی جامع‌ترین معیار سنجش سطح فعالیت‌های اقتصادی است و نوسانات آن نیز جایگاهی ویژه در مطالعات سیکل‌های تجاری دارد. برای شناسایی و اندازه‌گیری نوسانات باید روند تولید را از سری زمانی تولید جدا کرد، برای انجام این تفکیک از فیلترهای آماری استفاده می‌شود. در تحقیق حاضر، برای استخراج اجزاء سری‌های زمانی مورد نظر، از فیلتر آماری هادریک - پرسکات در دو مرحله استفاده می‌شود. فیلتر هادریک - پرسکات یک روش هموارسازی<sup>۲</sup> است که به طور گسترده‌ای در میان اقتصاددانان کلان برای به دست آوردن برآورد هموار عنصر روند بلندمدت یک سری زمانی استفاده می‌شود. فیلتر هادریک - پرسکات (HP) یک فیلتر خطی دو طرفه است که مسیر هموار شده‌ای را با نام روند ( $T_t$ ) به صورت زیر به دست می‌آورد:

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right\} \quad (1)$$

$\lambda$  را پارامتر هموارسازی می‌گویند؛ هرچه  $\lambda$  بزرگ‌تر باشد، سری هموارتر خواهد بود، در واقع اگر  $\lambda = \infty$  باشد  $T_t$  به یک روند خطی نزدیک می‌شود (EViews 6.0 Users Guide I).

## ۲-۲- شاخص‌های سیکل‌های تجاری (BCI)<sup>۳</sup>

در تحقیق حاضر، جهت شناسایی متغیرهای پیشرو، پسرو و همزمان از شاخص‌های سیکل‌های تجاری (تغییرپذیری<sup>۴</sup>، هم‌حرکتی<sup>۵</sup> و پایداری<sup>۶</sup>) استفاده شده است. تغییرپذیری، درجه بی‌ثباتی یک متغیر را بیان می‌دارد و در واقع نشانگر توان سری‌های زمانی برای ایجاد چرخه است. این نوع نوسان با انحراف معیار اندازه‌گیری می‌شود. در این تحقیق برای بررسی شاخص تغییرپذیری از معیار تغییرپذیری نسبی متغیرها استفاده می‌شود. به منظور محاسبه تغییرپذیری نسبی متغیرها، انحراف معیار آن‌ها نسبت به انحراف معیار تولید ناخالص داخلی یا متغیر مرجع،  $(\sigma_X / \sigma_Y)$  محاسبه می‌شود (Kamil & Lorenzo, 1998: 3)؛ و اندازه‌گیری انحراف معیار نیز به صورت زیر انجام می‌شود:

1. Generalized Method of Moments
2. Smoothness
3. Business Cycles Indicators
4. Volatility
5. Co-movements
6. Persistence

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (۲)$$

هم حرکتی به این معنا است که الگوی مشاهده شده سیکلی در بسیاری از بخش‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی کم و بیش به صورت همزمان با نوسانات در تولید ناخالص داخلی حقیقی حرکت کند. این شاخص با ضریب همبستگی متقابل<sup>۱</sup> اندازه‌گیری می‌شود (Leitner, 2005: 2)، که در آن  $L$  بیانگر وقفه،  $C_{XX}$  نشان‌دهنده واریانس متغیر و  $C_{XY}$  معرف کواریانس دو متغیر است.

$$\rho_{XY} = \frac{C_{XY}(L)}{\sqrt{C_{XX}(0)C_{YY}(0)}} \quad L = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm n \quad (۳)$$

$$C_{XY}(L) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-1} ((X_t - \bar{X})(Y_{t+1} - \bar{Y}))/T & L = 0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{T+1} ((Y_t - \bar{Y})(X_{t-1} - \bar{X}))/T & L = 0, -1, -2, \dots \end{cases} \quad (۴)$$

پایداری، سکون و اینرسی در سیکل‌های تجاری، خصوصاً عنصر چرخه‌ای را نشان می‌دهد و مدت نوسانات مشاهده شده را در برمی‌گیرد (Leitner, 2005). برای بررسی تداوم از شاخص تداوم  $\rho_X$  که ضریب خود همبستگی مرتبه اول استفاده می‌شود. طبق معادله زیر داریم:

$$Y_t = \rho_X Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در آن شاخص تداوم با ضریب  $\rho_X$  برای سری زمانی  $Y_t$  نشان داده شده است. از طرفی مقدار بحرانی ضریب همبستگی متقابل و ضریب خودهمبستگی مرتبه اول، در سطح 5٪ به وسیله رابطه  $\pm 1.96/\sqrt{T}$  محاسبه می‌شود که در آن  $T$  تعداد مشاهدات است. برای داده‌های سالانه اقتصاد ایران در این تحقیق مقدار آن حدود 0/3 است<sup>۲</sup>. به طور کلی شناسایی علل سیکل‌های تجاری با استفاده از شاخص‌های سیکل‌های تجاری به این صورت انجام می‌گیرد؛ که ابتدا یک سری زمانی مرجع<sup>۳</sup> که بیانگر سیکل‌های تجاری باشد مثل تولید ناخالص داخلی انتخاب می‌شود. سپس متغیرهای اقتصادی کلان که ممکن است در آن‌ها اطلاعاتی در مورد سیکل‌های تجاری نهفته باشد، جمع‌آوری می‌شود. این متغیرها را متغیرهای اساسی<sup>۴</sup> می‌نامند. در مرحله بعد کلیه متغیرها را فیلتر نموده به گونه‌ای که اجزاء دورانی آن‌ها استخراج شود که همان انحراف از روند است. پس از آن اجزاء دورانی در سری زمانی مرجع با هر یک از سری‌های زمانی اساسی از طریق شاخص‌های

1. Cross Correlation Coefficient

۲. تعداد متغیرها بین فاصله زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰) در نظر گرفته می‌شود، بدین ترتیب  $T=۳۷$  خواهد بود.

3. Reference Series

4. Basic Series

سیکل‌های تجاری و خصوصاً ضرایب همبستگی متقابل آن‌ها مقایسه می‌شود و بر این اساس متغیرهای اساسی به سه دسته متغیرهای پیشرو، همراه و پسرو تقسیم می‌شود. در نهایت متغیرهای پیشرو با تغییرپذیری نسبی بالا به عنوان علل سیکل‌های تجاری شناسایی خواهند شد.

### ۲-۳- روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته اولین بار توسط هانسن<sup>۱</sup> در مقاله مشهورش در سال ۱۹۸۲ مطرح گردید. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآوردکننده قدرتمندی است، چرا که به اطلاعات توزیع اخلاص نیاز ندارد (بیدرام، ۱۳۸۱: ۵۵/۱). در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته رابطه تئوریک که پارامترها باید تأمین کنند معمولاً شرایط قطری<sup>۲</sup> بین برخی توابع (خطی یا غیرخطی) پارامترهای  $f(\theta)$  و مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری<sup>۳</sup>  $Z$  هستند، که به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$E(f(\theta)'Z) = 0 \quad (۶)$$

در واقع  $\theta$  پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. تخمین‌زن GMM برآورد پارامترها را طوری انتخاب می‌کند که همبستگی‌های نمونه بین ابزارها و تابع  $f$  تا حد ممکن به صفر نزدیک شود. آن طور که با تابع معیار<sup>۵</sup> زیر تعریف شده است:

$$J(\theta) = (m(\theta))' W m(\theta) \quad (۷)$$

که در آن  $m(\theta) = f(\theta)'Z$  و  $W$  یک ماتریس وزنی<sup>۴</sup> است. اگر تعداد شرایط گشتاور  $m$  برابر با پارامترهای مجهول  $K$  باشد ( $m = K$ )، پس از تعیین عناصر  $m$  در معادله (۷)، حل کردن جمله بردار پارامتر  $\theta$  در صفر، جهت به دست آوردن یک برآوردکننده سازگار منحصر به فرد امکان‌پذیر خواهد بود (حالت دقیقاً مشخص). نکته قابل توجه این است که در این حالت اگر  $f$  در بردار  $\theta$  غیرخطی باشد یک راه‌حل تحلیلی به دست نخواهد آمد. در حالت دیگر اگر تعداد شرایط گشتاوری کمتر از تعداد پارامترهای مجهول باشد ( $m < K$ )، بردار پارامتر  $\theta$  تشخیص داده نمی‌شود (حالت کمتر از حد مشخص). در صورتی که تعداد شرایط گشتاوری بیشتر از تعداد پارامترهای مجهول باشند ( $m > K$ )، نمی‌توانیم با تعیین معادله (۷) در صفر، پارامترهای مجهول را به طور منحصر به فرد حل کنیم. در عوض برآورد بردار پارامتر  $\theta$  را آن‌چنان انتخاب خواهیم کرد که بردار گشتاور نمونه تا حد ممکن به صفر نزدیک باشد آن‌گاه  $J(\hat{\theta}_{GMM}) \approx 0$  خواهد بود

1. Hansen, (1982)

2. Orthogonally conditions

3. Instrumental Variables

۴.  $E$  اپراتور انتظار شرطی است، به این معنی که مقدار پیش‌بینی شده طرف سمت راست که بر روی هر اطلاعاتی در زمان  $t$  شرطی است، باید با سمت چپ معادله برابر باشد.

5. Criterion Function

6. Weighting Matrix

(Baum & Schaffer, 2003: 15). در سری‌های زمانی، می‌توانیم شرایط گشتاوری را با فرض اینکه مقادیر گذشته متغیرهای توصیفی یا حتی مقادیر گذشته متغیرهای وابسته، با جمله یا جزء اختلال غیرهمبسته هستند (حتی اگر آن‌ها در مدل ظاهر نشوند) به عنوان متغیرهای ابزاری به کار ببریم. یک آزمون برای سنجش اعتبار ابزارها، آزمون سارگان<sup>۱</sup> (آماره J گزارش شده در برآوردهای GMM) است. آماره آزمون سارگان به صورت کای دو  $(\chi^2(m-K))$  توزیع می‌شود که در آن  $k$  تعداد ضرایب تخمین زده شده و  $m$  تعداد ابزارهای به کار رفته است. برای مواردی که تعداد شرایط گشتاور  $m$  برابر با پارامترهای مجهول  $K$  باشد (مورد دقیقاً مشخص)، درجه آزادی برابر صفر خواهد شد که در این صورت توزیع کای دو با درجه آزادی صفر وجود ندارد (Wooldridge, 2001: 90).

#### ۲-۴- معرفی متغیرهای تحقیق

متغیرهای در نظر گرفته شده برای اجرای تحقیق متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، مصرف خصوصی (PRC)، مصرف دولتی (GOE)، سرمایه‌گذاری (INV)، صادرات کالاها و خدمات (EXO)، صادرات نفت و گاز (EXOIL)<sup>۲</sup>، واردات کالاها و خدمات (IMO)، حجم پول (M1)، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، نرخ تورم (INF) و قیمت نفت خام (POIL) استفاده گردیده است. این متغیرها شامل متغیرهای تشکیل دهنده درآمد ملی و سایر متغیرهایی که پس از بررسی تحقیقات انجام شده در داخل و خارج از کشور به عنوان تأثیرگذارترین عوامل در ایجاد سیکل‌های تجاری در یک اقتصاد شناسایی شده‌اند، می‌باشد. مأخذ برداشت و گردآوری داده‌های مربوط به متغیرهای تحقیق، آمار منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی)، لوح فشرده نامگرهای اقتصاد ایران منتشر شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، آمارهای اقتصادی (۱۳۳۸-۱۳۷۴) معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، آمارنامه اقتصادی (۱۳۵۳-۱۳۸۳) پژوهشکده امور اقتصادی و آمار قیمت نفت خام شرکت بریتیش پترولیم<sup>۴</sup> (bp) می‌باشد. لازم به ذکر است که کلیه داده‌ها با بسامد سالانه (سال پایه ۱۳۷۶) در نظر گرفته شده‌اند. از طرفی برای همگن شدن داده‌ها و همچنین پایدارسازی واریانس<sup>۵</sup> سری‌های زمانی، از لگاریتم سری‌های زمانی متغیرها استفاده گردیده است.

1. Sargan Test

2. Chi-Square

۳. در ارتباط با صادرات کالاها و خدمات و صادرات نفت و گاز مقادیر فیزیکی آن‌ها مورد نظر نیست بلکه از مقایسه ارزشی این متغیرها در تحلیل‌ها استفاده شده است.

4. British Petroleum

5. Stabilizing Variance



## ۳- سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران

۳-۱- استخراج سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک - پرسکات دو مرحله‌ای تولید ناخالص داخلی<sup>۱</sup> ممکن است ترکیبی از سه جزء روند بلندمدت<sup>۲</sup> ( $T_t$ )، سیکل‌های تجاری<sup>۳</sup> ( $C_t$ ) و حرکت‌های نامنظم<sup>۴</sup> ( $I_t$ ) در نظر گرفته شود:

$$Y_t = T_t + C_t + I_t \quad (۸)$$

در این تحقیق، فیلتر HP برای تفکیک عناصر مذکور در دو مرحله استفاده می‌شود؛ در مرحله اول فیلتر HP را بر روی سری سالانه تولید ناخالص داخلی واقعی<sup>۵</sup> اعمال می‌کنیم تا عنصر روند را از آن استخراج کنیم.

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right\} \quad (۹)$$

$$Z_t = Y_t - T_t = C_t + I_t \quad (۱۰)$$

در اکثر فیلترهای آماری مجموع جزء سیکلی و نامنظم به عنوان سیکل‌های تجاری معرفی می‌شوند. تفاوت روش مورد استفاده در این پژوهش با دیگر مطالعات انجام گرفته آن است که در اینجا با استفاده مجدد از فیلتر مذکور دو جزء دیگر نیز جداسازی می‌شوند. در مرحله دوم، فیلتر HP نوسانات حول عنصر یکنواخت را حذف می‌کند. در واقع این نوسانات چیزی نیست جز سیکلی  $C_t$  و تفاوت بین  $Z_t$  و  $C_t$  همان جزء نامنظم  $I_t$  است (Arbi, 2001: 4).

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (Z_t - C_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(C_{t+1} - C_t) - (C_t - C_{t-1})]^2 \right\} \quad (۱۱)$$

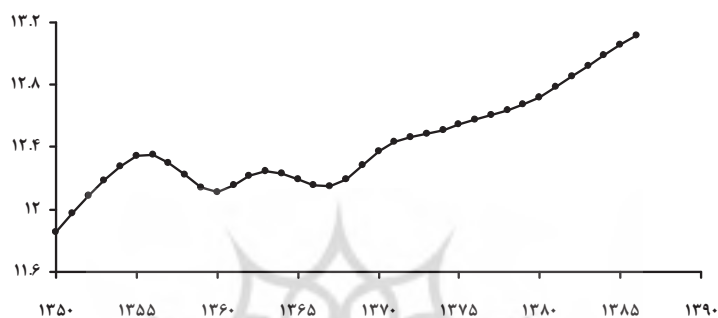
$$I_t = Z_t - C_t \quad (۱۲)$$

پارامتر  $\lambda$  در این رابطه، پارامتر هموارسازی<sup>۶</sup> است. مسئله اساسی در این روش، انتخاب دقیق مقدار  $\lambda$  است، زیرا با انتخاب نادرست مقدار آن، سیکل‌های تجاری به درستی محاسبه نخواهد شد.<sup>۷</sup> جهت انتخاب مقدار پارامتر  $\lambda$  طبق نظر میتکران آن، مقدار عددی پارامتر مذکور باید بر اساس اطلاعات گذشته و به وسیله متوسط طول یک سیکل کامل تجاری انتخاب شود. در این تحقیق نیز مقدار  $\lambda$  بر اساس پژوهش‌های داخلی انجام شده قبلی و متوسط طول دوره محاسبه شده در آن‌ها، در نظر گرفته

1. GDP
2. Long-run trend
3. Business cycles
4. Irregular movements
5. Real GDP
6. Smoothing Parameter

۷. برای اطلاع دقیق‌تر از چگونگی انتخاب پارامتر  $\lambda$  بهینه و چگونگی تحلیل حساسیت فیلتر HP به مقادیر متفاوت این پارامتر به پایان‌نامه کارشناسی ارشد نجمه‌السادات موسوی (۱۳۸۹) موجود در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان مراجعه شود.

می شود<sup>۱</sup>. از این رو مقدار پارامتر  $\lambda$  در این تحقیق، مقدار عددی برابر ۱ می باشد که متوسط طول دوره را حدود ۶/۱۵ سال اندازه گیری کند. نمودار (۱) بیانگر روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران می باشد که توسط فیلتر هادریک - پرسکات محاسبه شده است. در طول دوره مورد مطالعه، روند بلند مدت با فراز و نشیب هایی روبروست، به طوری که نرخ رشد آن در دو دوره (۱۳۶۰-۱۳۵۶) و (۱۳۶۷-۱۳۶۵) منفی بوده است؛ ولی پس از آن، روند رشد مثبت ادامه داشته است.

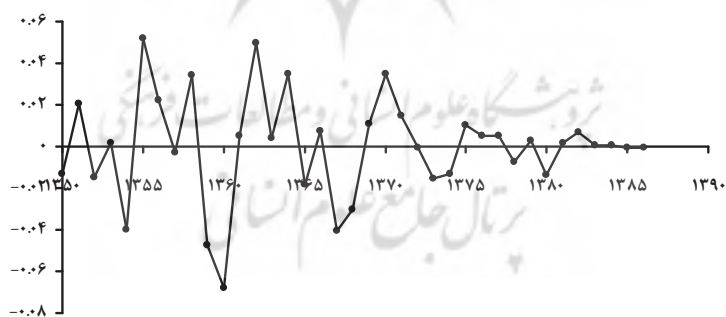


نمودار (۱) - روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران (۱۳۵۰-۱۳۸۶)

$$\lambda_{HP} = 1$$

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۲) سری  $Z_{LGD\text{P}}$  را نشان می دهد که شامل عناصر چرخه ای و جزء نامنظم است و با انجام مجدد فیلتر هادریک - پرسکات (مرحله دوم) بر روی آن سیکل های تجاری و جزء نامنظم را به دست خواهیم آورد.



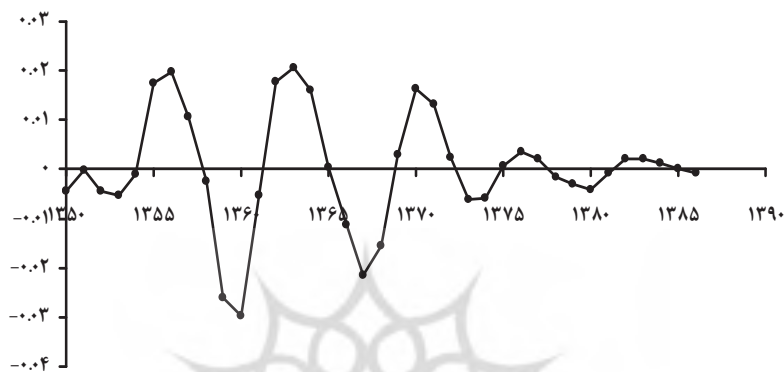
نمودار (۲) -  $Z_{LGD\text{P}}$  حقیقی ایران (۱۳۵۰-۱۳۸۶)

$$\lambda_{HP} = 1$$

منبع: محاسبات تحقیق

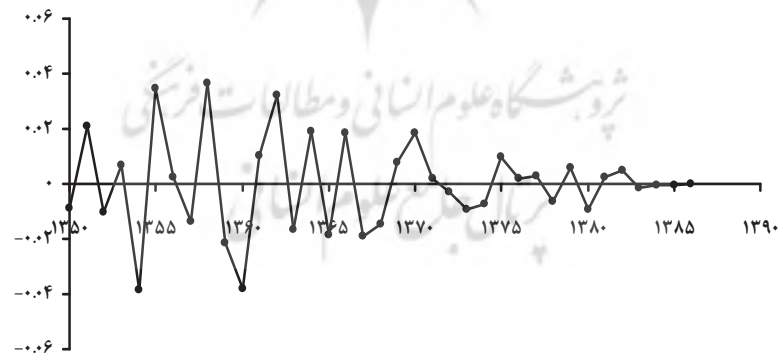
۱. با توجه به نتایج تحقیقات داخلی انجام گرفته قبلی در زمینه سیکل های تجاری، در این تحقیق متوسط طول دوره سیکل های تجاری در ایران ۶/۱۵ سال در نظر گرفته شد.

نمودار (۳) انحراف لگاریتم تولید ناخالص داخلی از روند رشد بلندمدت که همان سیکل‌های تجاری هستند، را نشان می‌دهد. برای شناسایی سیکل‌ها و طول آن‌ها در بررسی‌های حول سیکل‌های تجاری، احتیاج به شناخت نقاط برگشتی<sup>۱</sup> است. در نقاط برگشتی، مسیر حرکت در دو طرف نقطه معکوس، یا به عبارتی نقاط حداکثر یا حداقل نسبی می‌باشند.



نمودار (۳) - سیکل‌های تجاری استخراج شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران (۱۳۵۰-۱۳۸۶)  
منبع: محاسبات تحقیق  $\lambda_{HP} = 1$

نمودار (۴) نیز جزء نامنظم استخراج شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران پس از انجام دو بار روندزدایی از آن می‌باشد.



نمودار (۴) - جزء نامنظم استخراج شده از لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (۱۳۵۰-۱۳۸۶)  
منبع: محاسبات تحقیق  $\lambda_{HP} = 1$

۳-۲- شناسایی و اندازه‌گیری سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران (۱۳۵۰-۱۳۸۶)

نمودار (۳) الگوی سیکل‌های تجاری لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی را بین سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ نشان می‌دهد. در این دوره زمانی حداقل پنج سیکل تجاری و حداکثر شش سیکل تجاری قابل تشخیص است که می‌توان آن‌ها را بر اساس نقاط اوج یا نقاط حوضی، مشخص نمود. بر اساس نقاط حوضی، به ترتیب سیکل‌های تجاری در سال‌های (۱۳۵۰-۱۳۶۰)، (۱۳۵۳-۱۳۶۰)، (۱۳۶۷-۱۳۷۳)، (۱۳۶۷-۱۳۷۳)، (۱۳۸۰-۱۳۸۶) و (۱۳۸۰-۱۳۸۶) ملاحظه می‌شود. سه دوره‌ای که در آن اقتصاد ایران بیشترین نوسانات را داشته است مربوط به دوره‌های بین سال‌های (۱۳۵۳-۱۳۶۰)، (۱۳۶۰-۱۳۶۷) و (۱۳۶۷-۱۳۷۳) بوده است که عمیق‌ترین رکود را در سال ۱۳۶۰ پشت سر گذرانده است. از بین سیکل‌های تجاری استخراج شده دوره (۱۳۶۷-۱۳۶۰) بیشترین نوسان را داراست که همزمان با جنگ تحمیلی بوده که از سال ۱۳۶۲ شروع شد و در سال ۱۳۶۷ به پایان رسید. این تحلیل بر اساس روشی است که طول هر دوره را از یک نقطه حوضی به نقطه حوضی بعدی در امتداد روند حرکت بلندمدت تولید به عنوان یک سیکل کامل تجاری معرفی کرده است. اما اگر سیکل تجاری را بین دو نقطه اوج در نظر بگیریم، در دوره زمانی مورد بررسی پنج سیکل تجاری قابل شناسایی است که سیکل ششم آن در مرحله میانی قرار دارد. در جدول (۱) نقاط اوج و حوضی و فاصله بین آن‌ها مشخص شده است که بر اساس آن متوسط دوره چرخه‌ای بر اساس فاصله زمانی دو نقطه حوضی ۵/۶ سال و متوسط دوره بین دو نقطه اوج ۶/۲ سال است. طولانی‌ترین دوره از یک نقطه حوضی تا حوضی دیگر، هفت سال و کوتاه‌ترین دوره آن سه سال است در حالی که طولانی‌ترین دوره از یک نقطه اوج تا اوج دیگر هفت سال و کوتاه‌ترین دوره آن پنج سال است.

جدول (۱): گسترش و طول دوره سیکل‌های تجاری ایران (۱۳۵۰-۱۳۸۶)

| فاصله زمانی بین دو نقطه اوج (سال) | نقاط اوج | فاصله زمانی بین دو نقطه حوضی (سال) | نقاط حوضی |
|-----------------------------------|----------|------------------------------------|-----------|
| ۵                                 | ۱۳۵۱     | ۳                                  | ۱۳۵۰      |
| ۷                                 | ۱۳۵۶     | ۷                                  | ۱۳۵۳      |
| ۷                                 | ۱۳۶۳     | ۷                                  | ۱۳۶۰      |
| ۶                                 | ۱۳۷۰     | ۶                                  | ۱۳۶۷      |
| ۶                                 | ۱۳۷۶     | ۷                                  | ۱۳۷۳      |
| -                                 | ۱۳۸۲     | ۶                                  | ۱۳۸۰      |
| -                                 | -        | -                                  | ۱۳۸۶      |

منبع: محاسبات تحقیق

## ۴- شاخص‌های سیکل‌های تجاری

## ۴-۱- استخراج شاخص‌های سیکل‌های تجاری

به طور کلی روش شناسایی شاخص‌های سیکل‌های تجاری (تغییرپذیری<sup>۱</sup>، هم‌حرکتی<sup>۲</sup> و پایداری<sup>۳</sup>) با فرایند روندزدایی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان آغاز می‌شود و به این وسیله می‌توان اطلاعات لازم را برای فراهم کردن یک تصویر کلی از شاخص‌های سیکل‌های تجاری یعنی تغییرپذیری، هم‌حرکتی و پایداری استخراج کرد. در این تحقیق، سری زمانی مرجع ما عبارت از تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶<sup>۴</sup> است. جدول (۲) انحراف معیار نسبی، ضریب خودهمبستگی و جدول (۳) نیز ضریب همبستگی متقابل بین نوسانات متغیرهای مذکور و تولید ناخالص حقیقی را نشان می‌دهد.

جدول (۲): مقادیر محاسبه شده انحراف معیار نسبی و ضریب خود همبستگی متغیرهای تحقیق دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

| متغیرها | انحراف معیار نسبی $(\sigma_x/\sigma_y)$ | ضریب خود همبستگی $(\rho_x)$ |
|---------|---|-----------------------------|
| CLGDP   | -                                       | ۰/۶۱۷۳۲۸                    |
| CLPRC   | ۰/۸۹۸۴۰۵                                | ۰/۵۴۰۴۰۳                    |
| CLGOE   | ۱/۰۰۷۵۴۴                                | ۰/۵۰۳۴۸۲                    |
| CLINV   | ۲/۹۳۲۹۵۶                                | ۰/۴۷۴۹۹۵                    |
| CLEXO   | ۳/۴۵۶۰۱۸                                | ۰/۴۵۵۴۱۹                    |
| CLEXOIL | ۳/۷۸۳۰۰۷                                | ۰/۴۲۰۴۷۵                    |
| CLIMO   | ۲/۸۸۴۶۰۲                                | ۰/۵۴۷۲۸۳                    |
| CLMI    | ۶/۸۶۸۲۲۷                                | ۰/۸۹۹۶۰۹                    |
| CLCPI   | ۰/۹۰۹۴۶۵                                | ۰/۵۲۹۰۶۴                    |
| CLINF   | ۵/۶۹۹۳۳۱                                | ۰/۴۰۳۱۰۵                    |
| CLPOIL  | ۳/۱۱۳۷۶۸                                | ۰/۲۸۳۹۱۳                    |

منبع: محاسبات تحقیق

1. Volatility
2. Persistence
3. Co-movement

اعداد مربوط به ضریب همبستگی متقابل، برای هفت دوره مورد محاسبه قرار گرفته‌اند. اعداد مذکور در ستون صفر (۰)، بیانگر ضریب همبستگی متقابل همزمان بین نوسانات متغیر مورد نظر و سیکل‌های تجاری است. اعداد مربوط به ستون‌های (۱)، (۲) و (۳) ضرایب مذکور را با توجه به یک، دو و سه دوره تأخیر (دوره مذکور یک ساله است) متغیرها با سیکل‌های تجاری نشان می‌دهد و اعداد مربوط به ستون (۳)، (۲) و (۱)، ضرایب همبستگی متقابل را با یک، دو و سه دوره، پیش‌روی متغیرها با سیکل‌های تجاری به نمایش در آورده است.

جدول (۳): مقادیر محاسبه شده ضریب همبستگی متقابل متغیرهای تحقیق

دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

| ضریب همبستگی متقابل ( $\rho_{xy}$ ) |           |           |           |           |           |           | متغیرها |
|-------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------|
| ۳-                                  | ۲-        | ۱-        | ۰         | ۱         | ۲         | ۳         |         |
| -                                   | -         | -         | ۱/۰۰۰۰۰۰  | -         | -         | -         | CLGDP   |
| -۰/۵۶۳۶۲۰                           | -۰/۰۰۱۷۷۶ | ۰/۵۶۲۴۷۲  | ۰/۷۵۸۹۳۷  | ۰/۵۴۹۰۶۱  | -۰/۰۲۴۸۵۷ | -۰/۶۵۶۲۳۶ | CLPRC   |
| -۰/۳۵۰۸۰۸                           | ۰/۱۷۹۸۲۳  | ۰/۴۹۲۷۰۶  | ۰/۴۹۳۸۱۳  | ۰/۳۰۶۵۸۰  | ۰/۰۵۵۳۶۲  | -۰/۳۰۳۹۴۷ | CLGOE   |
| -۰/۳۷۰۵۱۷                           | ۰/۱۹۲۶۴۱  | ۰/۶۵۲۵۰۳  | ۰/۶۴۰۱۲۰  | ۰/۱۳۰۶۲۰  | -۰/۴۷۳۵۴۵ | -۰/۶۹۸۳۳۹ | CLINV   |
| -۰/۴۷۰۷۴۷                           | -۰/۰۳۰۶۹۱ | ۰/۵۲۳۳۱۶  | ۰/۷۲۱۳۰۲  | ۰/۳۱۵۱۰۵  | -۰/۲۷۱۲۸۸ | -۰/۵۶۰۵۶۵ | CLEXO   |
| ۰/۰۰۱۸۸۱                            | ۰/۴۸۸۸۱۱  | ۰/۶۹۹۱۳۶  | ۰/۴۷۹۴۵۷  | -۰/۱۱۶۵۷۹ | -۰/۶۲۰۳۷۵ | -۰/۶۴۵۶۸۲ | CLEXOIL |
| -۰/۳۰۱۳۲۴                           | ۰/۳۰۴۳۳۹  | ۰/۷۲۰۸۱۳  | ۰/۶۶۶۱۵۶  | ۰/۱۷۲۴۷۸  | -۰/۴۷۲۰۰۱ | -۰/۷۹۰۸۰۰ | CLIMO   |
| ۰/۰۰۸۸۲۳                            | -۰/۰۲۰۳۴۷ | -۰/۰۹۲۰۲۴ | -۰/۱۳۵۵۱۸ | -۰/۱۰۲۳۹۲ | ۰/۰۲۶۶۶۱  | ۰/۱۸۲۴۸۴  | CLMI    |
| ۰/۳۲۵۶۷۴                            | ۰/۴۲۹۴۲۸  | ۰/۱۴۳۲۱۶  | -۰/۳۳۹۹۴۳ | -۰/۶۳۰۶۱۵ | -۰/۴۷۵۰۴۴ | ۰/۱۲۲۱۴۵  | CLCPI   |
| ۰/۵۱۰۶۸۶                            | ۰/۱۴۰۲۱۹  | -۰/۳۹۰۸۳۸ | -۰/۵۹۲۹۵۰ | -۰/۳۴۷۰۸۸ | ۰/۱۳۲۳۴۳  | ۰/۶۰۸۱۹۱  | CLINF   |
| ۰/۳۷۶۱۳۴                            | ۰/۴۰۲۷۹۳  | ۰/۱۲۵۵۶۲  | -۰/۱۴۹۳۶۶ | -۰/۲۶۳۷۴۸ | -۰/۲۱۴۹۹۷ | -۰/۱۱۰۲۲۵ | CLPOIL  |

منبع: محاسبات تحقیق

- به طور خلاصه شاخص‌های سیکل‌های تجاری برای متغیرها طبق قواعد زیر مشخص می‌شود:
- ۱- اگر تغییرپذیری نسبی بالاتر از عدد ۲ باشد، بیانگر تغییرات بالای متغیر است، اگر تغییرپذیری نسبی بین ۱/۹۹ و ۱ باشد، بیانگر تغییرات ملایم و تغییرپذیری نسبی کمتر از عدد ۱ بیانگر تغییرات پایین متغیر است.
  - ۲- متغیر دارای پایداری بالاست اگر  $|\rho_x| \geq 0.4$  باشد و یا دارای پایداری پایین است اگر  $0.3 \leq |\rho_x| \leq 0.4$  باشد و غیر پایدار است اگر  $|\rho_x| \leq 0.3$  باشد.
  - ۳- در مورد ضریب همبستگی متقابل، ابتدا در هر ردیف و برای هر متغیر، قدر مطلق عدد بزرگ‌تر را در نظر می‌گیریم؛ علامت مثبت نشان‌دهنده هم‌جهت بودن حرکت متغیر با تولید و علامت منفی نشان‌دهنده مخالف جهت بودن متغیر است.
  - ۴- متغیر  $X$  با تولید دارای همبستگی بالاست اگر  $|\rho_{xy}(L)| \geq 0.4$  باشد و یا دارای همبستگی پایین است اگر  $0.3 \leq |\rho_{xy}(L)| \leq 0.4$  باشد و غیر همبسته است اگر  $|\rho_{xy}(L)| \leq 0.3$  باشد.
  - ۵- اگر ضریب همبستگی متقابل برای مقادیر قبل از وقفه  $L = 0$  بیشترین مقدار را داشته باشد، آن متغیر پیشرو و در صورتی که برای مقادیر بعد از وقفه  $L = 0$  بیشترین مقدار را اتخاذ کند، آن متغیر پسرو محسوب می‌شود و اگر حداکثر ضریب در وقفه  $L = 0$  باشد، متغیر همزمان محسوب خواهد شد (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵: ۶۰/۲۲).
- مطالب عنوان شده در بالا به صورت خلاصه در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

جدول (۴): شاخص‌های سیکل‌های تجاری متغیرهای تحقیق

| متغیر   | تغییرپذیری نسبی | پایداری    | هم‌حرکتی  |                     |                |
|---------|-----------------|------------|-----------|---------------------|----------------|
|         |                 |            | جهت       | زمان (نسبت به چرخه) | پیشروی / پسروی |
| CLPRC   | پایین           | بالا       | هم‌جهت    | همزمان              | -              |
| CLGOE   | ملایم           | بالا       | هم‌جهت    | همزمان              | -              |
| CLINV   | بالا            | بالا       | مخالف جهت | پسرو                | ۳              |
| CLEXO   | بالا            | بالا       | هم‌جهت    | همزمان              | -              |
| CLEXOIL | بالا            | بالا       | هم‌جهت    | پیشرو               | ۱              |
| CLIMO   | بالا            | بالا       | مخالف جهت | پسرو                | ۳              |
| CLM1    | بالا            | بالا       | هم‌جهت    | پسرو                | ۳              |
| CLCPI   | پایین           | بالا       | مخالف جهت | پسرو                | ۱              |
| CLINF   | بالا            | بالا       | هم‌جهت    | پسرو                | ۳              |
| CLPOIL  | بالا            | غیر پایدار | هم‌جهت    | پیشرو               | ۲              |

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲- شناسایی محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از شاخص‌های ادوار تجاری درباره علل پیدایش سیکل‌های تجاری و چگونگی انتقال آن به بخش‌های دیگر اقتصاد، نظریه‌های مختلفی ارائه شده است. به رغم اهمیت موضوع، مطالعات محدودی برای شناخت علل سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران صورت گرفته است. لذا در این تحقیق، ضمن بررسی نوسانات اقتصادی و حقایق آشکار شده سیکل‌های تجاری، به بررسی علل پیدایش سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌پردازیم؛ چرا که در تنظیم سیاست‌های اقتصادی، توجه به اثرگذاری متفاوت متغیرها در کاهش نوسانات اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و این امر محقق نمی‌شود، مگر اینکه متغیرهای شناخته شده پیشرو، همزمان و پسرو در مقایسه با سیکل‌های تجاری، به دقت مطالعه گردند و هر تغییر نامطلوب آنکه نشانه وقوع رکود بر فعالیت‌های اقتصادی باشد با اعمال سیاست‌های مناسب تعدیل شود. برای شناسایی علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، دو شرط اصلی برای اینکه یک متغیر را بتوان به عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری معرفی کرد، پیشرو بودن متغیر با همبستگی بالا و تغییرپذیری نسبی بالای آن متغیر در مقایسه با سیکل‌های تجاری است؛ چرا که تغییرپذیری نسبی، توان متغیر در تولید چرخه را نشان می‌دهد و ضریب همبستگی متقابل نیز ارتباط بین دو متغیر را بیان می‌کند. با توجه به تحلیل‌های آماری صورت گرفته در بخش قبل که خلاصه نتایج حاصل از آن در جدول (۳) گزارش شده است متغیرهای صادرات نفت و گاز (EXOIL) و قیمت نفت خام (POIL) این دو شرط را دارا می‌باشند و در واقع می‌توان آن‌ها را به عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران معرفی کرد.

#### ۵- بررسی میزان تأثیرپذیری سیکل‌های تجاری اقتصاد ایران از محرک‌های اصلی آن

حال که تا اینجا به شناسایی متغیرهای پیشرو و بالادست علل سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران نائل آمدیم لازم است که میزان تأثیرات این متغیرها را بر سیکل‌های تجاری اندازه‌گیری نماییم. ادبیات اقتصادی موجود درباره نقش نوسانات قیمت نفت بر سیکل‌های تجاری اساساً بر کشورهای واردکننده نفت تأکید داشته است و مطالعات محدودی به تحلیل اثر تغییرپذیری درآمد نفتی از نقطه نظر کشورهای صادرکننده نفت پرداخته‌اند. از آنجایی که کشور ایران جزء کشورهای صادرکننده نفت است و در واقع نفت مهم‌ترین کالای صادراتی ایران محسوب می‌شود، همین امر موجب شده که نوسانات قیمت نفت و همچنین میزان صادرات آن اثر تعیین‌کننده‌ای بر اقتصاد ایران داشته باشد. از این رو در این مطالعه نقش تکانه‌های قیمت نفت خام و همچنین صادرات نفت و گاز بر سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالانه (۱۳۸۶-۱۳۵۰) مورد بررسی قرار گرفته است. اما قبل از هر چیز لازم است پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد.



## ۵-۱- بررسی پایایی متغیرها

بکارگیری روش‌های معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. پایایی سری‌های زمانی بسیار با اهمیت است زیرا همبستگی می‌تواند بین سری‌های زمانی ناپایا (غیرساکن) وجود داشته باشد که در این صورت باعث وجود رگرسیون کاذب می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱/۱). برای بررسی پایایی سری‌های زمانی متغیرهای مورد نظر از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (ADF) و آزمون فیلیپس - پرون<sup>۲</sup> (PP) استفاده شده است که نتایج حاصل از بکارگیری این آزمون‌ها به شرح زیر است:

جدول (۵): آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل برای دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

| مقدار بحرانی مک کینون <sup>۳</sup> |                     | آماره دیکی - فولر<br>تعمیم یافته (ADF) | متغیر           |                 |
|------------------------------------|---------------------|--|-----------------|-----------------|
| سطح معناداری ۱ درصد                | سطح معناداری ۵ درصد |  | سطح             | تفاضل مرتبه اول |
| -۴/۲۸۴۵۸۰                          | -۳/۵۶۲۸۸۲           | -۰/۶۸۵۴۴۷                              | سطح             | LGDP            |
| -۴/۲۶۲۷۳۵                          | -۳/۵۵۲۹۷۳           | -۳/۹۶۹۶۸۹                              | تفاضل مرتبه اول |                 |
| -۴/۲۳۴۹۷۲                          | -۳/۵۴۰۳۲۸           | -۲/۳۵۲۴۱۹                              | سطح             | LEXOIL          |
| -۴/۲۴۳۶۴۴                          | -۳/۵۴۴۲۸۴           | -۵/۸۳۶۱۸۴                              | تفاضل مرتبه اول |                 |
| -۴/۲۳۴۹۷۲                          | -۳/۵۴۰۳۲۸           | -۲/۵۱۸۳۸۷                              | سطح             | LPOIL           |
| -۴/۲۴۳۶۴۴                          | -۳/۵۴۴۲۸۴           | -۵/۵۴۳۳۸۹                              | تفاضل مرتبه اول |                 |

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۶): آزمون پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل برای دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۰)

| مقدار بحرانی مک کینون |                     | آماره فیلیپس - پرون<br>(PP) | متغیر           |                 |
|-----------------------|---------------------|-----------------------------|-----------------|-----------------|
| سطح معناداری ۱ درصد   | سطح معناداری ۵ درصد |                             | سطح             | تفاضل مرتبه اول |
| -۴/۲۳۴۹۷۲             | -۳/۵۴۰۳۲۸           | -۱/۶۰۵۳۴۵                   | سطح             | LGDP            |
| -۴/۲۴۳۶۴۴             | -۳/۵۴۴۲۸۴           | -۳/۹۴۰۹۷۱                   | تفاضل مرتبه اول |                 |
| -۴/۲۳۴۹۷۲             | -۳/۵۴۰۳۲۸           | -۲/۵۴۲۳۴۶                   | سطح             | LEXOIL          |
| -۴/۲۴۳۶۴۴             | -۳/۵۴۴۲۸۴           | -۵/۸۳۵۸۱۳                   | تفاضل مرتبه اول |                 |
| -۴/۲۳۴۹۷۲             | -۳/۵۴۰۳۲۸           | -۲/۵۲۷۱۹۸                   | سطح             | LPOIL           |
| -۴/۲۴۳۶۴۴             | -۳/۵۴۴۲۸۴           | -۵/۵۴۳۸۸۴                   | تفاضل مرتبه اول |                 |

منبع: محاسبات تحقیق

1. Augmented Dicky-Fuller Test
2. Philips-Perron Test
3. Mackinnon

ملاحظه می‌شود که متغیرهای مورد نظر با توجه به نتایج هر دو آزمون، در وضعیت سطح، پایا نیستند ولی در وضعیت تفاضل مرتبه اول پایا هستند و در واقع متغیرهای مذکور پایا و همگرا از درجه  $I(1)$  هستند.

#### ۵-۲- بررسی همگرایی متغیرها

همگرایی<sup>۱</sup> از جمله موضوعات مهم در ارتباط با سری‌های زمانی می‌باشد و به معنای وجود رابطه تعادلی و بلندمدت بین متغیرهای سری‌های زمانی است (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۷۵/۱). نکته اساسی این است که برای استفاده از آزمون همگرایی بررسی پایایی متغیرها الزامی است و علاوه بر آن لازم است تا متغیرها از درجه همگرایی یکسانی برخوردار باشند. آزمون که در نرم‌افزار *EViews* جهت بررسی همگرایی در دسترس است تحت آزمون یوهانسن<sup>۲</sup> شناخته شده است (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴: ۲۳۱/۱). نتایج حاصل از آزمون مذکور به شرح زیر است:

جدول (۷): آزمون همگرایی بین متغیرهای مدل برای برآورد تعداد رابطه ممکن بلندمدت

| حداکثر دو رابطه | حداکثر یک رابطه | نبود رابطه |                                |   |
|-----------------|-----------------|------------|--------------------------------|---|
| ۳/۷۹۰۱۶         | ۲۶/۴۸۲۹         | ۵۴/۹۳۵۷۹   | مقدار $t$ استیودنت             | آزمون اثر $\lambda_{Trace}$                           |
| ۱۲/۵۱۷۹۸        | ۲۵/۸۷۲۱۱        | ۴۲/۹۱۵۲۵   | مقدار بحرانی $t$ در سطح ۵ درصد |   |
| ۳/۷۱۹۰۱۶        | ۲۲/۷۶۵۲۸        | ۲۸/۴۵۱۵۰   | مقدار $t$ استیودنت             | آزمون حداکثر مقدار ویژه $\lambda_{Maximum Eignvalue}$ |
| ۱۲/۵۱۷۹۸        | ۱۹/۳۸۷۰۴        | ۲۵/۸۲۳۲۱   | مقدار بحرانی $t$ در سطح ۵ درصد |   |

منبع: محاسبات تحقیق

برای انجام آزمون هم‌جمعی یوهانسن از آزمون‌های آن یعنی آزمون اثر<sup>۳</sup> و آزمون حداکثر مقدار ویژه<sup>۴</sup> استفاده می‌شود. فرضیه صفر برای این آزمون‌ها وجود  $r$  بردار هم‌جمعی است. وجود  $r$  بردار هم‌جمعی زمانی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه، از مقدار بحرانی کوچک‌تر باشد (امامی و محرابیان، ۱۳۸۹: ۷۸/۳۶). با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۷)، آزمون یوهانسن در سطح ۹۵ درصد، تعداد رابطه امکان‌پذیر بین متغیرهای مدل را حداکثر دو رابطه نشان می‌دهد که نسبت به برآورد دو رابطه با استفاده از روش اقتصادسنجی مناسب اقدام خواهد شد.

1. Co integration
2. Johansen Co integration Test
3. Trace
4. Maximum eignvalue

## ۵-۳- معرفی مدل و انتخاب روش برآورد ضرایب آن

جهت بررسی میزان تأثیرات متغیرهای صادرات نفت و گاز و قیمت نفت خام بر سیکل‌های تجاری یک مدل ادوار تجاری در قالب الگوی رگرسیون خطی در نظر گرفته شده است. داده‌ها به صورت سالانه و برای دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰) به کار رفته‌اند و متغیرها به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. فرم تبعی مدل مورد استفاده و تبیین داده‌ها به قرار زیر است:

$$CLGDP = f(LEXOIL, LPOIL) \quad (۱۳)$$

در این مدل، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده که پس از روندزدایی توسط فیلتر هادریک - پرسکات، سری مورد نظر نشان‌دهنده سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌باشد. متغیرهای توضیحی نیز شامل لگاریتم صادرات نفت و گاز و همچنین لگاریتم قیمت نفت خام می‌باشند. متغیرهای مذکور علاوه بر دارا بودن شرایط علت سیکل‌های تجاری (متغیرهای پیشرو با همبستگی بالا که تغییرپذیری نسبی بالایی نیز دارند)، بدین جهت که در بروز نوسانات در اقتصاد تک محصولی متکی بر نفت ایران نقش مؤثری را ایفا می‌کنند، آورده شده‌اند. برای انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و انجام روش‌های اقتصادسنجی در این بررسی از نرم افزار EViews 6.0 استفاده شده است. برای برآورد ضرایب متغیرهای مستقل مدل با توجه به خصوصیات مدل و همچنین شرایط حاکم بر اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی از روش پیشرفته اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، استفاده خواهد شد. دلیل استفاده از این برآوردکننده این است که با توجه به بروز شکست‌های ساختاری در روند طبیعی متغیرها به علت حوادثی چون انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی هشت ساله ایران و عراق و نیز به کار گرفتن برنامه‌های متفاوت توسعه اقتصادی، بروز عارضه واریانس ناهمسانی دور از انتظار نیست و نیز وجود ارتباط دورن زمانی بین متغیرها را نمی‌توان نادیده گرفت. به نظر می‌رسد تحت این شرایط، بهترین برآوردکننده قابل استفاده روش گشتاورهای تعمیم یافته باشد. چرا که این برآوردکننده نیازی به اطلاع دقیق از توزیع جملات اخلاص ندارد. از طرفی استفاده از این برآوردکننده در شرایط مشابه، مورد تأکید مطالعات بسیاری در زمینه بررسی سیکل‌های تجاری نیز قرار گرفته است.

## ۶-۴- برآورد ضرایب با استفاده از روش برآوردکننده گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و تحلیل آن‌ها

الگوی رگرسیونی خطی مورد نظر در این تحقیق به صورت زیر ارائه شده است:

$$Y_t = \alpha + \beta X_{1t} + \gamma X_{2t} + u_t \quad (۱۴)$$

که با جایگزین کردن متغیرهای وابسته و توضیحی مورد نظر در مدل مذکور خواهیم داشت:

$$CLGDP_t = \alpha + \beta LEXOIL_t + \gamma LPOIL_t + u_t \quad (۱۵)$$

ابزارهای به کار گرفته شده در این برآورد مقادیر با وقفه متغیر وابسته خواهد بود. برای به دست آوردن برآوردهای ضرایب توسط روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) باید شرایط گشتاور را به صورت یک شرط قطری<sup>۱</sup> بین یک جمله، شامل پارامترها و مجموعه‌ای از متغیرهای ابزاری تعیین کنیم که شرایط قطری معادله رگرسیونی مذکور به صورت زیر هستند:

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t) = 0 \quad (16)$$

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t) LGDP_t(-1) = 0 \quad (17)$$

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t) LGDP_t(-2) = 0 \quad (18)$$

نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوی رگرسیونی مورد نظر، با استفاده از برآوردکننده گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در گام اول نشان از بروز مشکلی به نام خود همبستگی میان اجزاء اخلاص دارد. تخمین مدل‌هایی که دچار خود همبستگی هستند کارایی تخمین‌زنده‌ها را زیر سؤال می‌برد. بنابراین باید اقدام به رفع خود همبستگی کنیم. از آنجایی که در معادله رگرسیونی مذکور، خود همبستگی از نوع فرایندهای خود توضیح<sup>۲</sup> (AR) است، جهت رفع خود همبستگی جملات AR را با وقفه لازم به عنوان متغیرهای توضیحی جدید وارد معادله رگرسیونی خواهیم کرد و معادله جدید به صورت زیر خواهد بود:

$$CLGDP_t = \alpha + \beta LEXOIL_t + \gamma LPOIL_t + vAR(1) + \phi AR(2) + u_t \quad (19)$$

شرایط قطری معادله رگرسیونی مذکور به صورت زیر هستند:

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - vAR(1) - \phi AR(2)) = 0 \quad (20)$$

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - vAR(1) - \phi AR(2)) \quad (21)$$

$$LGDP_t(-1) = 0$$

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - vAR(1) - \phi AR(2)) \quad (22)$$

$$LGDP_t(-2) = 0$$

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - vAR(1) - \phi AR(2)) \quad (23)$$

$$LGDP_t(-3) = 0$$

$$\sum (CLGDP_t - \alpha - \beta LEXOIL_t - \gamma LPOIL_t - vAR(1) - \phi AR(2)) \quad (24)$$

$$LGDP_t(-4) = 0$$

نتایج برآورد معادله (۱۹) به روش گشتاورهای تعمیم یافته در جدول (۸) آورده شده است. با مقایسه آماره  $d_{DW}$  جدول (۸) با  $d_L$  و  $d_U$  جدول دورین - واتسن<sup>۳</sup> در می‌یابیم که خود همبستگی رفع شده است ( $d_{DW} > d_L$ ). از طرفی با توجه به جدول مذکور، نتایج برآورد ضریب معادله مورد

1. Orthogonally condition  
2. Autoregressive Processes  
3. Durbin-Watson

نظر با استفاده از روش GMM نشان می‌دهد، همه ضرایب از سطح معناداری مناسب برخوردار بوده و علامت ضرایب به دست آمده با علامت مورد انتظار نظریات اقتصادی سازگاری لازم را دارد. ضریب تشخیص<sup>۱</sup> ( $R^2$ ) و ضریب تشخیص تعدیل شده<sup>۲</sup> ( $\bar{R}^2$ ) معادله در سطح مناسبی قرار دارند (نزدیک به عدد ۱) و آماره دوربین - واتسن (DW) نیز در سطح مناسبی قرار دارد (نزدیک به عدد ۲). از طرفی بزرگ‌تر بودن آماره دوربین - واتسن از ضرایب تشخیص، جعلی نبودن روابط را نشان می‌دهد.

جدول (۸): برآورد ضرایب معادله رگرسیونی (۱۹)

با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

| عنوان ضرایب | مقدار برآوردی | انحراف معیار | t استیودنت | سطح معناداری |
|-------------|---------------|--------------|------------|--------------|
| $\alpha$    | -۰/۰۱۸۱۰۸     | ۰/۰۰۵۹۰۴     | -۳/۰۶۷۰۶۵  | ۰/۰۰۴۸       |
| $\beta$     | ۰/۰۰۲۶۷۱      | ۰/۰۰۰۷۳۴     | ۳/۶۳۹۴۱۷   | ۰/۰۰۱۱       |
| $\gamma$    | -۰/۰۰۲۷۵۱     | ۰/۰۰۰۸۰۳     | -۳/۴۲۵۹۱۸  | ۰/۰۰۱۹       |
| $\nu$       | ۱/۰۵۷۸۹۱      | ۰/۰۳۰۵۵۶     | ۳۴/۶۲۰۹۶   | ۰/۰۰۰۰       |
| $\varphi$   | -۰/۷۵۳۸۸۷     | ۰/۰۳۶۰۶۰     | -۲۰/۹۰۶۶۱  | ۰/۰۰۰۰       |
| $R^2$       |               |              | ۰/۸۷۳۰۲۹   |              |
| $\bar{R}^2$ |               |              | ۰/۸۵۴۸۹۰   |              |
| DW          |               |              | ۱/۹۵۸۱۹۲   |              |
| J           |               |              | ۰/۱۰۴۰۳۶   |              |

منبع: محاسبات تحقیق

باید به این نکته اشاره داشت که آماره J گزارش شده در برآوردهای GMM، آماره سارگان می‌باشد (مقدار تابع معیار GMM در پارامترهای تخمین زده شده)، آماره سارگان به صورت کای دو ( $\chi^2(m-K)$ ) توزیع می‌شود که در آن k تعداد ضرایب تخمین زده شده و m تعداد ابزارهای به کار رفته است. برای مواردی که تعداد شرایط گشتاور m برابر با پارامترهای مجهول K باشد (مورد دقیقاً مشخص)، درجه آزادی برابر صفر خواهد شد که در این صورت توزیع کای دو با درجه آزادی صفر وجود ندارد که آزمون شود، در واقع در حالت دقیقاً مشخص، آماره مذکور صرفاً جهت مشخص کردن مقدار تابع معیار GMM در پارامترهای برآورد شده، گزارش گردیده است و نیازی به استفاده از آن جهت آزمون ابزارهای به کار رفته در تخمین، نمی‌باشد. صحیح بودن علامت ضرایب برآورد شده نیز از طریق تولید باقی‌مانده‌های پایا، از معادله رگرسیونی تخمین زده شده (۱۹) قابل استنتاج است.

1. R-squared  
2. Adjusted R- squared

## ۵-۵- بررسی پایایی باقیمانده‌ها

آزمون هم‌انباشتگی، آزمونی بر وجود رابطه تعادلی و نیز درستی تصریح مدل است و همچنین آزمونی برای گزینش متغیر خطای تصریح است. در این واقع هم‌انباشتگی به این معناست که اگر دو یا چند سری زمانی  $I(1)$  باشند، آنگاه اجزاء اخلاص  $I(0)$  است؛ در واقع شرط لازم برای انجام آزمون هم‌انباشتگی آن است که متغیرها پایا از مرتبه  $I(1)$  باشند. این بررسی از طریق آزمون هم‌انباشتگی<sup>۱</sup> باقی‌مانده‌ها<sup>۲</sup> با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر تعمیم‌یافته<sup>۳</sup> ( $AEG$ ) و آزمون فلیپس - پرون<sup>۴</sup> ( $PP$ ) ارائه شده است. نتایج آزمون‌های مذکور به صورت زیر ارائه شده است:

جدول (۹): آزمون پایایی جزء اخلاص در معادله رگرسیونی (۵-۲۶)

برای دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۰) (سطح)

| مقدار بحرانی مک کینون |                     | آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته ( $ADF$ ) | متغیر |
|-----------------------|---------------------|---|-------|
| سطح معناداری ۵ درصد   | سطح معناداری ۱ درصد |   |       |
| -۳/۵۵۷۷۵۹             | -۴/۲۷۳۲۷۷           | -۵/۴۳۰۷۸۴                               | $u$   |

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۱۰): آزمون پایایی جزء اخلاص در معادله رگرسیونی (۵-۲۶)

برای دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۰) (سطح)

| مقدار بحرانی مک کینون |                     | آماره فلیپس - پرون ( $PP$ ) | متغیر |
|-----------------------|---------------------|-----------------------------|-------|
| سطح معناداری ۵ درصد   | سطح معناداری ۱ درصد |                             |       |
| -۳/۵۵۷۷۵۹             | -۴/۲۷۳۲۷۷           | -۶/۱۳۲۲۲۷                   | $u$   |

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از بکارگیری این آزمون‌ها دلیلی بر پایا بودن اجزاء اخلاص معادله رگرسیونی (۱۹) است، در نتیجه می‌توان چنین استنباط کرد که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، به گونه‌ای که در این معادله رگرسیونی تصریح شده‌اند، وجود دارد.

1. Co integration
2. Residuals
3. Augmented Engle-Granger Test
4. Philips-Perron Test

### نتیجه‌گیری

سیکل‌های تجاری، نوسانات منظم از رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی حول مسیر رشد بلندمدت آن‌هاست. درباره علل پیدایش سیکل‌های تجاری و چگونگی انتقال آن به بخش‌های دیگر اقتصاد نظریه‌های مختلفی ارائه شده است. اما در مورد اینکه عملاً کدام یک از این علل دلیل اصلی پیدایش نوسانات سیکل‌های تجاری می‌شود، اتفاق نظر قطعی وجود ندارد. متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی جامع‌ترین معیار معرفی و شناسایی سیکل‌های تجاری است. در تحقیق حاضر برای استخراج سیکل‌های تجاری، سری زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی، توسط فیلتر آماری هادریک - پرسکات در دو مرحله تجزیه گردید که در دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶ حداقل پنج سیکل تجاری و حداکثر شش سیکل تجاری تشخیص داده شد. متوسط دوره چرخه‌ای بر اساس فاصله زمانی دو نقطه حوض ۵/۶ سال و متوسط دوره بین دو نقطه اوج ۶/۲ سال است و روند حرکت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران طی دوره بررسی به سمت رکود تمایل دارد. از طرفی هدف از این تحقیق بررسی نقش متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر نوسانات تولید ناخالص داخلی حقیقی در اقتصاد ایران می‌باشد. این متغیرها شامل متغیرهای تشکیل‌دهنده درآمد ملی و سایر متغیرهایی تأثیرگذار در ایجاد سیکل‌های تجاری در یک اقتصاد می‌باشند. تغییرپذیری، هم‌حرکتی و پایداری شاخص‌های سیکل‌های تجاری به شمار می‌آیند که منشأهای بالقوه نوسانات را شناسایی می‌کنند. به طور کلی بر اساس شاخص‌های سیکل‌های تجاری، برای شناسایی علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، دو معیار تغییرپذیری نسبی بالا و پیشرو بودن معرفی شده است. با توجه به تحلیل‌های آماری صورت گرفته متغیرهای صادرات نفت و گاز با یک وقفه پیشروی و قیمت نفت خام نیز با دو وقفه پیشروی، این دو شرط را دارا می‌باشند و در واقع در گام اول می‌توان آن‌ها را به عنوان محرک اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران معرفی کرد. پس از شناسایی متغیرهای پیشرو و بالاخص علت سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، لازم است که میزان تأثیرات این متغیرها را بر سیکل‌های تجاری اندازه‌گیری نماییم. جهت بررسی میزان تأثیرات متغیرهای مذکور بر سیکل‌های تجاری یک مدل ادوار تجاری در قالب الگوی رگرسیون خطی در نظر گرفته شد و برای برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی مدل با توجه به خصوصیات مدل و همچنین شرایط حاکم بر اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی، از روش پیشرفته اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، استفاده شد. نتایج برآورد ضرایب مدل مورد نظر با استفاده از روش GMM نشان می‌دهد، متغیر صادرات نفت و گاز تأثیری مثبت بر سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران بر جای گذاشته است. بنابراین تغییرات افزایشی در این متغیر باعث در شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی و تشدید سیکل‌های تجاری خواهد شد. ضریب برآورد شده برای متغیر قیمت نفت خام نیز نشان می‌دهد که متغیر قیمت نفت خام در اقتصاد

ایران، تأثیر منفی بر جریان حرکت سیکل‌های تجاری داشته است. بر این اساس، افزایش در قیمت نفت خام باعث کاهش در شکاف تولید ناخالص داخلی واقعی و تخفیف در سیکل‌های تجاری خواهد شد. این مسئله با آنچه در تئوری سیکل‌های تجاری مطرح است هماهنگی کامل دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت، متغیرهای صادرات نفت و گاز و قیمت نفت خام، در تبیین و توضیح تغییرات سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران نقش مؤثری را ایفا می‌کنند.

هدف اصلی تمامی سیستم‌های اقتصادی، ایجاد فضای با ثبات اقتصادی و رشد اقتصادی پایدار می‌باشد. همان‌طور که نتایج تحقیق حاضر نشان داد، نوسانات سیکلی در اقتصاد ایران، تحت عوامل برونزا یا به عبارتی دیگر تکانه‌های سمت عرضه قرار گرفته است. اما باید به این نکته توجه داشت که علاوه بر تکانه‌های تصادفی برونزا، فرایندهای درونزا نیز سیکل‌های تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در واقع عوامل درونی در ساختار اقتصاد ایران نیز می‌تواند به شدت یافتن این نوسانات سیکلی دامن بزند. با توجه به نتایج اخذ شده از تحلیل‌های موجود در این تحقیق، اقتصاد ایران، اقتصادی دارای ساختار نوسانی شناسایی گردید. علت این نوسانات در بخش انرژی و به طور دقیق‌تر قیمت‌های جهانی نفت و خصوصاً صادرات نفت و گاز معرفی گردید. جهت رسیدن به هدف ثبات اقتصادی و پایدارسازی روند رشد اقتصادی، توصیه‌هایی بدین شرح ارائه می‌گردد. با توجه به وضعیت اقتصاد ایران که در دوره مورد بررسی تشخیص داده شد که در فاز رکودی به سر می‌برد، سیاست‌های افزایشی تقاضا اعم از سیاست‌های انبساطی پولی (از قبیل افزایش حجم نقدینگی) و سیاست‌های مالی انبساطی (از قبیل افزایش مخارج دولت)، نه تنها برای پایدارسازی و تداوم رشد اقتصادی مضر ثمر نیست بلکه دارای اثرات سوء، نیز می‌باشد. چرا که وقوع رکود اقتصادی معمولاً با اتخاذ سیاست‌های انبساطی تقاضا منجر به تشدید تورم و وخیم‌تر شدن اوضاع رکودی خواهد شد و به عبارت دیگر تورم رکودی را به همراه خواهد داشت. پس باید عنوان کرد لازمه ایجاد یک محیط با ثبات اقتصادی، اتخاذ سیاست‌های مالی و پولی مناسب و با ثبات است که این امر در نهایت منجر به مهار تورم نیز می‌گردد. از سوی دیگر اتخاذ روش‌های مناسب و کارآمد برای کنترل صادرات انرژی، بالاخص صادرات نفت و گاز که در این تحقیق علت اصلی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران معرفی گردید و در کنار آن کنترل و نظارت بر مصرف داخلی از منابع نفت و گاز، تأثیر بسزایی بر درآمدهای ارزی دولت خواهد داشت. عامل مهم دیگر در پایدارسازی و استمرار رشد اقتصادی، توجه به صادرات غیرنفتی خصوصاً در بخش خدمات است. توسعه صادرات غیرنفتی علاوه بر به همراه داشتن رشد پایدار اقتصادی موجب کاهش آثار منفی ناشی از نوسان‌های جهانی قیمت نفت بر اقتصاد کشور خواهد شد. لازمه دستیابی به این هدف، ایجاد فضای با ثبات اقتصادی و سیاسی در داخل کشور، ایجاد ثبات در سیاست‌های تجارت خارجی، افزایش قدرت رقابت بین‌المللی در تولیدات نهایی داخلی، توسعه صادرات خدمات به عنوان جایگزینی برای صادرات کالاهای اولیه (از قبیل نفت و گاز)، کنترل واردات از طریق اعمال تعرفه‌های مناسب (به خصوص در بخش خصوصی) و در نهایت اتخاذ تدابیر لازم برای حفظ بازارهای مصرف خارجی، می‌باشد.



## منابع

### الف - فارسی

۱. آمارنامه اقتصادی (۱۳۸۳-۱۳۵۳)، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران.
۲. آمارهای اقتصادی (۱۳۷۴-۱۳۳۸)، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، تهران، ۱۳۷۶.
۳. امامی، کریم؛ محرابیان، آزاده؛ «تأثیر نوسان‌های چرخه‌های تجاری بر رشد اقتصادی در ایران»، فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۳۶.
۴. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۵. بیدرام، رسول؛ *EViews همگام با اقتصادسنجی*، انتشارات منشور بهره‌وری، تهران، ۱۳۸۱.
۶. دلالی‌اصفهان‌نی، رحیم؛ شجری، هوشنگ؛ رنایی، محسن؛ دل‌انگیزان، سهراب؛ ۱۳۸۶، «ارائه یک مدل معادلات تفاضلی برای بررسی دوره‌های تجاری (موردکاوی تجربی اقتصاد ایران) (۱۳۸۳-۱۳۵۳)»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۶، شماره ۸۰.
۷. شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ حسن خونساری، زهرا؛ *کاربرد EViews در اقتصادسنجی*، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ۱۳۸۴.
۸. طبیب‌نیا، علی؛ قاسمی، فاطمه؛ «نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۵، شماره ۲۲.
۹. عباسی‌نژاد، حسین؛ شاهمرادی، اصغر؛ کاوند، حسین؛ «برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راست‌نمایی»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۸۹.
۱۰. کریمی، فرزاد؛ پیراسته، حسین؛ طبیبی، سیدکمیل؛ «ارزیابی عوامل مؤثر بر همزمانی چرخه‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)»، فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۳۵.
۱۱. گرجی، ابراهیم؛ اقبالی، علیرضا؛ «بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، فصل‌نامه پژوهش‌نامه اقتصادی»، پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۸، شماره ۳۳.
۱۲. گرجی، ابراهیم؛ میرسیاسی، آرزو؛ «بررسی تئوریک سیکل‌های تجاری و علل پیدایش آن در اقتصاد ایران»، چاپ و نشر بازرگانی وابسته به مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ۱۳۸۱.
۱۳. لوح فشرده نماگرهای اقتصاد ایران (نسخه ۱)، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر بررسی‌های اقتصادی، تهران، ۱۳۸۳.
۱۴. موسوی، نجمه‌السادات؛ «مطالعه سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران و تجزیه و تحلیل علل ایجاد آن»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان، دانشکده اقتصاد، ۱۳۸۹.
۱۵. نوفرستی، محمد؛ *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، ۱۳۷۸.
۱۶. هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی؛ توکلی قوچانی، سپیده؛ ۱۳۸۷، «تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک - پرسکات»، مجله دانش و توسعه، ۱۳۸۷، شماره ۲۲.

ب- لاتین

17. Arbi, Farooq, "**Long-run Trend, Business Cycle Short-run Shocks in Real GDP**", State Bank of Pakistan, 2001.
18. Baum, Christopher F; Schaffer, Mark E; "**Instrumental variables and GMM: Estimation and testing**", The Stata Journal, 2003, Number 1.
19. **British Petroleum** <http://www.bp.com/statisticalreview>.
20. Christiano, Lawrence J; den Haan, Wouter, "**Small Sample Properties of GMM for Business Cycle Analysis**", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report 199, 1995.
21. **EViews 6.0 Users Guide I**.
22. Hansen, Lars Peter; "**Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators**", Econometric, Vol. 50, 1982, No. 4.
23. Hodrick, Robert J; Prescott, Edward C; "**Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation**", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 29, NO.1, Copyright 1997 by the Ohio State University Press.
24. Kamil, Herman; Lorenzo, Fernando; "**Business Cycle Fluctuations in a Small Open Economy: The Case of Uruguay**", 1998.
25. Leitner, Sandra M; "**the Business Cycle in the Philippines**", Discussion Paper Series, 2005, No.10.
26. Lucas, R. E; "**Understanding Business Cycles**", in K. Brunner & A. H. Meltzer (eds), Stabilization of the Domestic and International Economy, Amsterdam and New York: North-Holland, 1977.
27. Malleya, James R; Muscatelli, V; Anton, Woitek Ulrich; "**Real business cycles, sticky wages or sticky prices?**", The impact of technology shocks on US manufacturing, European Economic Review 49, 2005.
28. Metz, Rainer; **Comment on "Stock markets and business cycle co movement in Germany before World War I"**: Evidence from spectral analysis, Journal of Macroeconomics 31, 2009.
29. Rose, Andrew K; "**Understanding Business Cycle Synchronization: Is Inflation Targeting Paving the way to Asian Monetary Union2**", 2009.
30. Wooldridge, Jeffrey M; "**Applications of Generalized Method of Moments Estimation**", Journal of Economic Perspectives, vol. 15, 2001, Number 4.
31. Zhao, Min; Hsu, Minchung; "**China's Real Business Cycles and Fiscal Policies between (1954, 2004)**", Productivity and Policy Changes, Draft on September 14, 2008.