

بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران و نقش تکانه‌های نفتی در ایجاد آن

سید عزیز آرمن و فرزانه پیرو *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۱/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۷/۳۰

چکیده:

بررسی موضوع تقارن و یا عدم تقارن ادوار تجاری هم از لحاظ مبانی نظری الگوهای چرخه‌های اقتصادی و هم به لحاظ کارایی پیش‌بینی الگوهای خطی و نیز در تدوین سیاست‌گذاری‌ها، بسیار حائز اهمیت است. در این تحقیق تقارن در ادوار تجاری ایران بررسی خواهد شد. برای این منظور از داده‌های سالیانه طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۳۸، استفاده شده است. نتایج بدست آمده از روش‌های ناپارامتری همچون آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف-اسمیرنوف و آزمون جمعی-رتبه‌ای ویلکاکسون و دیگر روش‌ها همچون دیلانگ و سامرز، نفتچی، سیشل وجود عدم تقارن در ادوار تجاری را تأیید نمی‌کند. تنها براساس روش گالگاتی می‌توان عدم تقارن در ادوار تجاری را تاحدودی مشاهده کرد. در پایان نیز با استفاده از مدل لوجیت این فرضیه که آیا تکانه‌های نفتی عدم تقارن احتمالی را در ادوار تجاری توضیح می‌دهند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بدست آمده این فرضیه را تأیید می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: E32, Q43, C32

واژه‌های کلیدی: ادوار تجاری، تکانه نفتی، عدم تقارن، اوج، حضیض، مدل لوجیت

* به ترتیب، دانشیار و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شهید چمران. (saarman2@yahoo.com)

۱- مقدمه

ادوار تجاری بیان و توضیح تغییر در فعالیت‌های اقتصادی و بازرگانی در طول زمان است. رونق اقتصاد و بازرگانی در قالب کلماتی چون نرخ پایین بیکاری، رشد بالای اقتصادی و فراوانی انواع کالاها همراه با افزایش رفاه مردم نمایش داده می‌شود. کساد و بحران نیز خود را به صورت تشدید بیکاری، فشار زندگی، کاهش شدید سود و افزایش ورشکستگی‌ها نشان می‌دهد. به عبارت دیگر در یک نگاه کلی ادوار تجاری به بررسی نوسان‌های اقتصادی پیرامون مسیر روند بلندمدت^۱ می‌پردازد. یعنی هنگام اوج در یک دور تجاری، سطح فعالیت‌های اقتصادی نسبت به روند، بالاتر و در زمان حسیض، فعالیت‌های اقتصادی نسبت به روند، در سطح پایین‌تر قرار می‌گیرد (صمدی و جلائی، ۱۳۸۳). تعاریف زیادی برای ادوار تجاری ارائه شده است، اما، تقریباً تمام تعاریف معنای مشابه دارند. به همین دلیل، کمتر مجادله‌ای پیرامون این موضوع انجام گرفته است.

برنز و میچل^۲ (۱۹۴۵) تعریفی علمی از ادوار تجاری به صورت زیر ارائه داده‌اند: "ادوار تجاری نوعی نوسانات با قاعده و منظم در فعالیت‌های کلان اقتصادی کشورهاست که عمدتاً، بوسیله

بنگاه‌های تجاری سازماندهی می‌شوند. یک چرخه، با یک دوره رونق اقتصادی که همزمان در فعالیت‌های متعدد اقتصادی رخ می‌دهد، شروع و به دوره رکود و انقباض منتهی می‌شود. این سلسله از تغییرات بارها و بارها تکرار می‌شوند، ولی حالت منظم دوره‌ای ندارند. به عبارتی مدت زمان ادوار تجاری ممکن است از یک سال تا ۱۰ الی ۱۲ سال متغیر باشد. این چرخه، قابل تقسیم به چرخه‌های کوچکتر نیست." دورنبوش و دیگران^۳ (۱۹۹۵) نیز در تعریفی مشابه آن را فراز و نشیب‌های منظم از رکود و رونق در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون رشد اقتصادی می‌دانند. لوکاس^۴ (۱۹۹۷) نیز، ادوار تجاری را انحرافات^۵ تکرار پذیر تولید ناخالص داخلی حقیقی حول روند بلند مدت آن می‌داند.

¹ Long run-Trend

² Burns and Mitchell

³ Dorenbusch and *et al.*

⁴ Lucas

⁵ Deviations

نظریات مختلفی درباره علل پیدایش ادوار تجاری و چگونگی انتقال نوسانات به دیگر بخش‌های اقتصادی ارائه شده است اما می‌توان نظریات مذکور را براساس نوع محرک‌ها در دو گروه شوک‌های طرف تقاضا و شوک‌های طرف عرضه طبقه بندی نمود. شوک‌های طرف تقاضا موجب انتقال منحنی تقاضای کل می‌شود و از عواملی نظیر مصرف، سرمایه‌گذاری، هزینه‌های دولت و خالص صادرات سرچشمه می‌گیرد. در حالت دیگر شوک‌های طرف عرضه نیز می‌توانند نوسانات اقتصادی را بوجود آورند. زمانی که نظریه ادوار تجاری حقیقی^۶ به عنوان یکی از آخرین رهیافت‌های ادوار تجاری مطرح شد، یک منبع شوک طرف عرضه با عنوان نوآوری در تکنولوژی معرفی شد. همچنین از دیگر شوک‌های طرف عرضه که عامل ایجاد ادوار تجاری است، افزایش در قیمت کالاهایی مانند نفت است. مکتب کلاسیک هیچگونه توضیح قانع کننده‌ای برای به وجود آمدن ادوار تجاری ارائه نمی‌دهد. براساس قانون سی^۷ اضافه تولید عمومی و رکود و بیکاری نمی‌بایست و اساساً نمی‌توانست به وقوع بپیوندد و اختلال‌های موضعی نیز به برکت ساز و کارهای درونی و تعادلی بخش اقتصاد نمی‌توانستند بیش از مدت کوتاهی دوام داشته باشند. بنابراین پیداست که پیروان این مکتب علل بحران‌ها را در عوامل خارجی از قبیل خشکسالی، جنگ‌ها، فاجعه‌های طبیعی و غیره جستجو کنند. تئوری انتظارات عقلایی (نئوکلاسیک‌ها) دلیل اولیه ادوار تجاری را عدم اطمینان درباره سیاست‌های پولی می‌داند. طبق این تئوری یک افزایش غیرمنتظره در ذخیره پولی موجب افزایش غیرمنتظره در سطح قیمت‌ها و جهش در تولیدات می‌شود. به طور مشابه کاهش غیرمنتظره در ذخیره پولی تولیدات را پایین می‌آورد. البته نظریه کلاسیک‌های جدید^۸ برخلاف نظریه نئوکلاسیک‌ها در دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی، بر این اساس استوار است که نوسان‌های تولید و نیز پول ناشی از شوک‌های حقیقی از قبیل تغییر رجحان‌ها، تکنولوژی و تکانه‌های رابطه مبادله بازرگانی خارجی می‌باشد. این نگرش به نظریه ادوار تجاری واقعی معروف شده است. شایان توجه است که کلاسیک‌های جدید از اواسط دهه ۱۹۸۰ میلادی موضوع قبلی اهمیت تکانه‌های پیش بینی نشده پول بر نوسان‌های تولید را به نفع موضوع جدید (که نظریه ادوار تجاری واقعی است) رها

^۶ Real Business Cycles

^۷ SAY

^۸ New Classical

کرده‌اند. در تفکر ادوار تجاری واقعی، نوسان‌های حجم پول، چه پیش بینی شده و چه پیش بینی نشده اثری بر نوسان‌های تولید ندارد. می‌توان گفت اقتصاددانانی که دوره‌های تجاری حقیقی را مورد مطالعه قرار دادند، به عوامل مهمی چون تحولات عرضه کار و تحولات تکنولوژیک در اثرگذاری روی نوسانات حقیقی تولید و اشتغال اشاره کرده و اثرات آن‌ها را مورد بررسی قرار دادند. در یک نگاه کلی، تفاوت بین دیدگاه نظریه پردازان دوره‌های تجاری حقیقی با پیشگامان آن‌ها در مکتب کلاسیک‌های جدید عبارتند از:

الف- مهمترین عامل محرکه در نظریه‌های دوره‌های تجاری حقیقی، شوک‌ها و تنش‌های بازار کار و فناوری بوده که جایگزین شوک‌ها و تنش‌های پولی در مکتب کلاسیک‌های جدید شده است.

ب- نظریه پردازان، دوره‌های تجاری حقیقی تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان را به دو قسمت کوتاه مدت و بلندمدت از طریق ادغام کردن نظریه رشد و نظریه نوسانات اقتصادی تقسیم کردند.

ج- تأکید بر اطلاعات ناقص درباره سطح عمومی قیمت، که به خاطر عدم درک صحیح، نقش حیاتی در مدل‌های اولیه بازی کرده بود، به دست فراموشی سپرده شد (گرچی و مدنی، ۱۳۸۴).

پژوهش‌های کاربردی ادوار تجاری در ایران به دو گروه تقسیم می‌شوند. یک گروه به بررسی ادوار تجاری و عوامل مؤثر بر نوسانات اقتصادی پرداخته‌اند. در این گروه می‌توان به طور نمونه به پژوهش جلالی نائینی (۱۳۷۶)، ختایی و دانش جعفری (۱۳۸۰)، دیکاله (۱۳۸۴) و طیب نیا و قاسمی (۱۳۸۴) اشاره کرد. گروه دیگر، به جنبه‌های پولی ادوار تجاری اختصاص دارد. در این گروه می‌توان به پژوهش‌های جلالی نائینی و نظیفی (۱۳۸۰) اشاره کرد. این پژوهش‌ها به مسأله اثرات نامتقارن تکانه‌های پولی بر سطح تولید پرداخته و بر عدم تقارن تکانه‌های پولی مثبت و منفی تأکید کرده‌اند. اما آنچه که در این مقاله به آن پرداخته می‌شود، بررسی، شناسایی و جمع‌آوری واقعیت‌های طرح شده و عوامل مختلف ایجاد کننده‌ی ادوار تجاری به گونه‌ای که در مطالعات یاد شده به آن پرداخته شده است، نیست. بدین ترتیب مقاله حاضر دو هدف زیر را دنبال می‌کند:

الف) بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران

ب) بررسی اینکه آیا تکانه‌های نفتی عدم تقارن احتمالی در ادوار تجاری ایران را توضیح می‌دهند؟

این اهداف را با استفاده از روش‌های ناپارامتری همچون آزمون‌های ناپارامتری دو نمونه‌ای کولموگروف-اسمیرنف^۹ و آزمون جمعی-رتبه ای ویلکاکسون^{۱۰} و دیگر روش‌ها همچون الگوی دیلانگ و سامرز^{۱۱}، نفتچی^{۱۲}، سیشل^{۱۳}، گالگاتی و گالگاتی و ولفگانگ^{۱۴} مورد آزمون قرار خواهیم داد. اهمیت این رویکرد به موضوع آن است که در صورت وجود پدیده عدم تقارن ادوار تجاری، پیش‌بینی‌هایی که به وسیله مدل‌های خطی برآورد می‌شود، دیگر درست نبوده و از کارایی آنها کاسته می‌شود. همچنین بررسی موضوع تقارن در ایجاد ثبات اقتصادی و کاهش نوسان‌ها و هزینه‌های اجتماعی ناشی از آن بسیار مهم است و می‌تواند در تدوین سیاست‌های مناسب اقتصادی برای محدود کردن دامنه نوسان‌ها مفید باشد.

مقاله‌ی حاضر در شش بخش تنظیم شده است: در بخش اول پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش دوم به شناسایی چرخه‌های اقتصادی در اقتصاد ایران خواهیم پرداخت. در بخش سوم روش آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم، فرضیه تقارن در ادوار تجاری ایران براساس روش‌های گفته شده در بخش سوم مورد آزمون قرار می‌گیرد. در بخش پنجم به تحلیل چگونگی تأثیر تکانه‌های نفتی بر عدم تقارن ادوار تجاری پرداخته می‌شود و در نهایت در بخش ششم جمع بندی موضوع و ارائه‌ی نتایج و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲- پیشینه تحقیق

تقارن یا عدم تقارن چرخه‌های تجاری اشکال مختلفی دارد که برخی از آنها در مطالعات بین‌المللی از تأیید تجربی برخوردار است و برخی دیگر دارای تأیید تجربی نیست. به طور کلی، نامتقارن بودن چرخه‌های اقتصادی به این معنا است که

⁹ Kolmogorov- Smirnov Two-Sample Test

¹⁰ Wilcoxon Rank-Sum Test

¹¹ DeLong and Summers

¹² Neftei

¹³ Sichel

¹⁴ Gallegati and Gallegati and Wolfgang

یک مرحله از چرخه نمی‌تواند تصویر آینه‌ای از مرحله مخالف دیگر این چرخه باشد و چرخه‌های رونق و رکود در ابعاد متفاوت هستند. موضوع نامتقارن بودن چرخه‌های اقتصادی، تاریخچه طولانی در تحقیقات اقتصاد کلان دارد و توسط میچل^{۱۵} (۱۹۲۷)، کینز^{۱۶} (۱۹۳۶)، هیکس^{۱۷} (۱۹۵۰)، فریدمن^{۱۸} (۱۹۶۹) مطرح شده است. ولی در چند دهه‌ی اخیر توسط نفتچی (۱۹۸۴)، سیشل^{۱۹} (۱۹۸۹)، روتمن^{۲۰} (۱۹۹۱)، ام سی کوئین و تورلی^{۲۱} (۱۹۹۳)، سیشل (۱۹۹۳) و رمزی و روتمن^{۲۲} (۱۹۹۶) به طور عمیق‌تری بررسی شده و مورد آزمون تجربی قرار گرفته است. همچنین اخیراً کلمنتس و کرولزینگ^{۲۳} (۲۰۰۳) آزمون‌های پارامتری که بر مبنای فرآیندهای مارکف-سوئیچینگ^{۲۴} است را پیشنهاد داده‌اند، با وجود اینکه مدل‌های مارکف-سوئیچینگ به طور فزاینده‌ای از زمان کار بدوی همیلتون^{۲۵} (۱۹۸۹) مشهور شده‌اند، تنها اخیراً کلمنت و کرولزینگ (۲۰۰۳) نشان دادند که چگونه مفاهیم متفاوت عدم تقارن‌ها با مدل‌های مارکف-سوئیچینگ مربوط است. هامیلتون نشان می‌دهد که یک مدل غیرخطی برای نرخ‌های رشد GDP واقعی بر مدل‌های خطی برتری دارد.

نتایج بدست آمده از مطالعات انجام گرفته یکسان نیستند. نفتچی (۱۹۸۴)، سیشل (۱۹۹۳)، روتمن (۱۹۹۱)، ام سی کوئین و تورلی (۱۹۹۳) و رمزی و روتمن (۱۹۹۶) رفتار نامتقارن را در برخی از سری‌های زمانی یافتند اما دیلانگ و سامرز (۱۹۸۴)، سیشل (۱۹۸۹) و وست لاند و اهلین^{۲۶} (۱۹۹۱) وجود عدم تقارن در ادوار تجاری را تأیید نکردند. گذشته از مختلف بودن کشورها، سری‌ها و دوره‌های زمانی

¹⁵ Mitchell

¹⁶ Keynes

¹⁷ Hicks

¹⁸ Friedman

¹⁹ Sichel

²⁰ Rothman

²¹ McQueen and Theorlet

²² Ramsey and Rothman

²³ Clements and Krolzing

²⁴ Markov-Switching Processes

²⁵ Hamilton

²⁶ Westlund and Ohlen

آزمون شده، تنوع نتایج ممکن است همچنین به علت روش‌های بکار گرفته شده باشد. آنچه در روش نفتچی (۱۹۸۴) مورد آزمون قرار می‌گیرد برابری احتمال انتقال حرکت از یک نقطه به نقطه دیگر در وضعیت رکودی و وضعیت رونق با استفاده از فرایند مارکوف^{۲۷} است. همچنین یک روش مشابه با نفتچی توسط فالک^{۲۸} (۱۹۸۶)، سیشل (۱۹۸۹) و ام سی کوئین (۱۹۹۳) به کار گرفته شده است. به علاوه، نتایج دیلانگ و سامرز (۱۹۸۶)، سیشل (۱۹۹۳) و هاسلر و همکاران^{۲۹} (۱۹۹۴) بر پایه ضریب چولگی^{۳۰} (گشتاور سوم مرکزی تقسیم بر توان سوم انحراف معیار) است. علاوه بر این دو روش محققان دیگر همچون تیا و تی سی^{۳۱} (۱۹۹۱) از سری‌های زمانی غیرخطی و هاسی^{۳۲} (۱۹۹۲) و براننر^{۳۳} (۱۹۹۲) از روش‌های شبه ناپارامتری^{۳۴} استفاده کرده‌اند. اما هیچ کدام از این روش‌ها بدون اشکال نیست و محدودیت‌ها همیشه صریح و آشکار نیستند. در روش پیشنهاد شده توسط نفتچی (۱۹۸۴) سری‌های تحت بررسی را به دو قسمت تقسیم می‌کند و برآیند فقدان اطلاعات را می‌رساند (رجوع شود به وست لاند و اهلن (۱۹۹۱)). همچنین دیلانگ و سامرز (۱۹۸۶) و سیشل (۱۹۸۹) به توان کم این روش اشاره کرده‌اند. از آنجائیکه ضرایب چولگی یک روش پرکاربرد برای اندازه‌گیری عدم تقارن است، مطالعات زیادی از این روش برای بررسی عدم تقارن در سری‌های زمانی استفاده کرده‌اند. اما استفاده از ضریب چولگی برخی مشکلات بالقوه را در بردارد. توزیع این آماره به توزیع تحت بررسی خیلی حساس است (یک ویژگی معمول آماره‌های مرتبه بالا) و انحرافات ملایم از توزیع نرمال می‌تواند به طور معنی‌داری بر توزیعش اثر بگذارد. از طرف دیگر اگر این آزمون فرض تقارن را رد کند، دلالت روشنی از ویژگی‌های عدم تقارن عرضه نشده است. با این وجود مشکل اصلی در بیشتر روش‌ها این است که در نظر دارند انواع خاص عدم تقارن را نشان دهند در حالی

²⁷ markov processes

²⁸ Falk

²⁹ Hassler *et al.*

³⁰ Coefficient of Skewness

³¹ Tiao and Tsay

³² Hussey

³³ Brunner

³⁴ Semiparametric Methods

که آنها به سختی می‌توانند انواع دیگر عدم تقارن را بیابند. با توجه به این نکته سیشل (۱۹۹۳) عدم تقارن را براساس دو مؤلفه مختلف تعریف کرد: عدم تقارن در شیب تغییرات^{۳۵} و عدم تقارن در عمق^{۳۶}. منظور از عدم تقارن در شیب تغییرات، مطابق با واقعیت‌های آشکار شده^{۳۷} در کشورهای صنعتی، آن است که دوره رکود و کساد در اقتصاد به سرعت رخ می‌دهد در حالی که دوره رونق و اوج اقتصادی با کندی شکل می‌گیرد. عدم تقارن در عمق، هنگامی مشاهده می‌شود که عمق حوض در یک چرخه تجاری بیشتر از بلندی اوج در دوره رونق باشد و برای آزمون کردن هر دو نوع عدم تقارن از ضریب چولگی استفاده می‌کند. برای این منظور داده‌های فصلی بیکاری و تولید صنعتی قبل از جنگ را به کار می‌برد. پدیده عدم تقارن، شواهدی را علیه استفاده از مدل‌های خطی با توزیع متقارن، فراهم می‌سازد^{۳۸}. در ایران نظیفی (۱۳۸۰) در پایان نامه خود عدم تقارن در چرخه‌های تجاری ایران را مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های این تحقیق وجود احتمالی پدیده‌ی عدم تقارن در ادوار تجاری را تأیید نمی‌کند. همچنین دیکاله (۱۳۸۴)، در پایان نامه خود تحت عنوان تأثیر تکانه‌های نفتی در ایجاد ادوار تجاری در ایران به بررسی معنی دار بودن تکانه‌های نفتی در ایجاد ادوار تجاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸ می‌پردازد. در این پژوهش همچنین ویژگی‌های ادوار تجاری به لحاظ طول دوره، وسعت و شدت و نقش متغیرهایی چون هزینه‌های دولت، واردات، حجم پول در ایجاد ادوار تجاری ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس یافته‌های این تحقیق دوره‌های رونق در اقتصاد ایران طولانی‌تر از دوره‌های رکودند. همچنین ختائی و دانش جعفری (۱۳۸۰) در مقاله‌ای تحت عنوان نماگر دوران‌های اقتصادی نشان می‌دهند که طی دهه‌های گذشته، متوسط دوره رکود اقتصادی ایران ۴۱ ماه و متوسط دوره رونق ۳۲ ماه بوده است. به عبارت دیگر، همواره دوران رونق کوتاه‌تر از دوران رکود بوده است که عکس نتیجه به دست آمده توسط دیکاله است.

³⁵ Steepness

³⁶ Deepness

³⁷ Stylized Facts

³⁸ Baldwin and Krugman

۳- شناسایی چرخه‌های اقتصادی در اقتصاد ایران

یک سری زمانی را حداقل در قالب نظری می‌توان جمع یک روند زمانی بلندمدت، یک جزء چرخه‌ای، نوسانات فصلی و یک جزء نامنظم دانست. از این رو تولید ناخالص داخلی را می‌توان به عنوان ترکیبی از روند بلندمدت، چرخه‌های تجاری، نوسانات فصلی و جزء نامنظم در نظر گرفت. این تحلیل شبیه روشی است که اداره ملی تحقیقات در اقتصاد آمریکا^{۳۹} به منظور تعدیل داده‌های فصلی در سری‌های زمانی به کار می‌برد^{۴۰}. بنابراین برای سری‌های زمانی متغیرهای اقتصادی می‌توان فرض کرد:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (1)$$

که در آن Y_t یک متغیر سری زمانی، T_t جزء روند^{۴۱}، C_t جزء چرخه‌ای^{۴۲}، S_t نوسانات فصلی^{۴۳} و I_t معرف نوسانات نامنظم^{۴۴} است. در صورت استفاده از داده‌های سالیانه جزء نوسانات فصلی S_t حذف می‌شود و رابطه زیر جایگزین رابطه بالا می‌شود.

$$Y_t = T_t + C_t + I_t \quad (2)$$

یکی از مباحث مهم چگونگی جداسازی اجزای مذکور است. بطور کلی هشت روش مختلف به منظور جداسازی اجزای روند و چرخه‌ای از یک سری زمانی وجود دارد که عبارتند از: روش روند زمانی خطی همراه با شکست ساختاری^{۴۵}، روش بوریچ و نلسون^{۴۶}، فیلتر هادریک-پرسکات^{۴۷}، روش تحلیل طیفی، نظریه موجک‌ها^{۴۸}،

³⁹ National Bureau of Economic Research

⁴⁰ Fatooh Arby

⁴¹ Trend

⁴² Cycle

⁴³ Seasonal fluctuation

⁴⁴ Irregular Fraction

⁴⁵ Bjornland

⁴⁶ Beveridge and Nelson

⁴⁷ Hodrick and *et al.*

⁴⁸ عباسی نژاد و محمدی (۱۳۸۵)

میانگین متحرک^{۴۹}، اجزای مشاهده نشده^{۵۰} و روش بلانچارد و کوا^{۵۱}.

در ایران نیز در چندین مطالعه برای بررسی وضعیت دوره‌های تجاری اقدام شده است. اصولاً این تلاش‌ها با استفاده از روش‌های امکان پذیر و قابل تطابق با دامنه زمانی و تنوع داده‌های مّلی منتشر شده توسط سازمان‌های رسمی انجام گرفته‌اند. یکی از روش‌های بدست آوردن دوره‌های تجاری، استفاده از روند زمانی متغیر سری زمانی تولید حقیقی است. برای این منظور می‌توان از روش‌های روندزدایی استفاده کرد. یکی از روش‌های روندزدایی استفاده از رگرسیون است، به طوری که با برازش کردن تولید روی متغیر زمان و مقایسه مقادیر واقعی با مقادیر روندی، می‌توان دوره‌های تجاری را به دست آورد. صمدی و جلایی، با استفاده از این روش، دوره‌های تجاری ایران را طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۳۸ استخراج کرده‌اند. اما باید توجه کرد که این تحلیل روندی تا زمانی درست است که اقتصاد کشور از ثبات نسبی برخوردار باشد، در غیر این صورت، باید تغییرات ساختاری را نیز در نظر گرفت که روش مذکور قادر به توضیح آن نیست (صمدی و جلایی، ۱۳۸۳). قابل ذکر است که با توجه به ماهیت تصادفی تولید ناخالص داخلی، استفاده از این روش برای تشخیص دوره‌های تجاری صحیح نیست و بهتر است از روش‌های میانگین متحرک و یا فیلتر هادریک- پرسکات استفاده کرد. در روش میانگین متحرک، سعی می‌شود طول دوره میانگین متحرک به گونه‌ای انتخاب شود که با مدت دوره تجاری برابر باشد. مشکل اصلی این روش، تعیین طول دوره میانگین متحرک است. علاوه بر آن، استفاده از این روش اختلالات بسیاری را در فرآیندهای میان مدت و بلندمدت بوجود می‌آورد (ختایی و دانش جعفری، ۱۳۸۰). یکی از متداول‌ترین روش‌های استخراج دوره‌های تجاری، استفاده از روش روند زمانی فیلتر هادریک- پرسکات با توجه به دیدگاه حاکم بر مدل دوره‌های تجاری حقیقی شکل گرفته است و مهم‌ترین ویژگی استفاده از آن، این است که هیچ‌گونه پیش نیاز اطلاعاتی درباره نقاط اوج و حوضیض ندارد و می‌توان آن را به صورت مکانیکی مورد استفاده قرار داد (اصغرپور، ۱۳۸۴). همچنین در یکی از جدیدترین مطالعات انجام شده درباره تحلیل و شناسایی دوره‌های تجاری در ایران، از نظریه موجک‌ها استفاده شده است.

⁴⁹ Moving Avrage

⁵⁰ Unobserved Components

⁵¹ Blanchard and Quah

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که روش موجک در شرایط تغییرات هموار سری‌های زمانی، تفاوت زیادی با روش هادریک-پرسکات ندارد و برای تشخیص دوره‌ها در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی، بهتر از روش‌های دیگر عمل می‌کند (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۵).

در تحقیق حاضر، به منظور تعیین و شناسایی چرخه‌های تجاری از فیلتر آماری هادریک-پرسکات^{۵۲} استفاده می‌شود. از نظر تکنیکی فیلتر هادریک - پرسکات یک فیلتر خطی دو طرفه است که سری‌های زمانی مختلف را توسط حداقل سازی واریانس آنها با توجه به دوره تأخیر، یکنواخت می‌نماید. با استفاده از روش تخمین آماری هادریک - پرسکات (HP)، جزء روند در رابطه (۲) به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$MIN \left\{ \sum_{t=1}^n (Y_t - T_t)^2 + \sum_{t=1}^n [(T_t - T_{t-1}) - (T_{t-1} - T_{t-2})]^2 \right\} \quad (3)$$

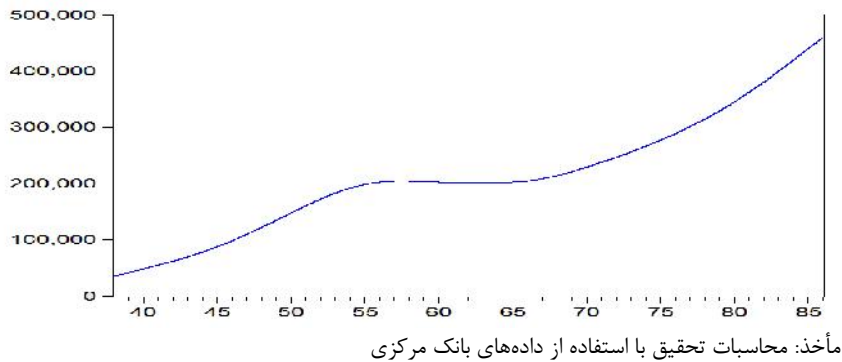
مطابق رابطه مذکور پارامتر خطی { فرایند یکنواخت سازی جزء روند را کنترل می‌نماید. به طوریکه با افزایش ضریب خطی، سری مورد مطالعه یکنواخت‌تر می‌گردد. ولی مشکل این روش، انتخاب دقیق مقدار } است، چرا که با انتخاب نادرست مقدار آن ادوار تجاری به درستی محاسبه نخواهند شد. علاوه بر این حاصل جزء چرخه‌ای و نامنظم بصورت تفاضل تولید و روند محاسبه می‌شود و در نتیجه باید این دو جزء نیز مجدداً تفکیک شوند (برلند^{۵۳}، ۲۰۰۰). این در حالی است که تقریباً در غالب مطالعات انجام گرفته مجموع دو جزء بعنوان جزء چرخه‌ای معرفی شده‌اند. بدین ترتیب در مرحله اول سری زمانی مورد نظر روندزایی می‌شود سپس از تفاوت سری زمانی با جزء روند استخراجی مجموع دو جزء ادوار تجاری و جزء نامنظم به دست می‌آید. پس از آن جهت جداسازی جزء نامنظم از ادوار تجاری اقدام می‌شود. به این صورت که طبق خصوصیت آماری این فیلتر باقیمانده حاصل از آن دارای خصوصیت متغیر تصادفی است. بنابراین با اعمال مجدد این فیلتر بر سری زمانی مورد نظر، جزء ادوار تجاری و علاوه بر آن باقیمانده حاصل که جزء نامنظم می‌باشد استخراج می‌گردد (هاشم پور، ۱۳۸۱، ص ۵۹). نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب بیانگر روند بلندمدت، ادوار تجاری و جزء نامنظم می‌باشند که توسط فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه شده‌اند. نمودار (۲) انحراف تولید ناخالص

⁵² Hodrick and *et al.*

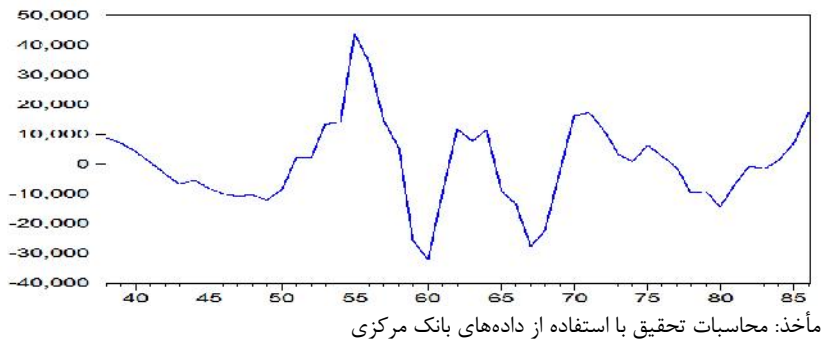
⁵³ Bjornland

داخلی از روند رشد بلندمدت که نشانگر ادوار تجاری است را نشان می‌دهد. جهت شناسایی ادوار تجاری احتیاج به شناخت نقاط برگشتی^{۵۴} است. در نقاط برگشتی مسیر حرکت در دو طرف نقطه معکوس یا به عبارتی، نقاط ماکزیمم یا مینیمم نسبی هستند (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷). همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، حداقل هفت دوره و حداکثر هشت دوره تجاری قابل شناسایی است که می‌توان براساس نقاط اوج یا نقاط حوضیض مشخص نمود. نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

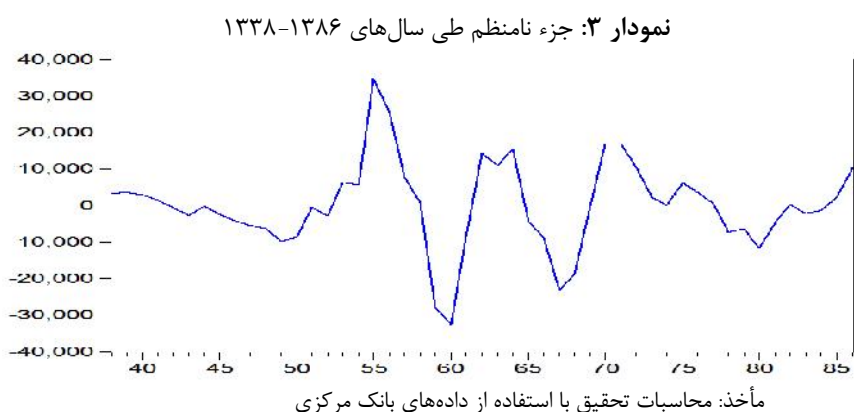
نمودار ۱: روند بلندمدت طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶



نمودار ۲: ادوار تجاری طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶



⁵⁴ Turning Points



جدول ۱: فهرست نقاط اوج و حوضی طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۶

نقاط اوج	فاصله زمانی بین دو نقطه اوج (سال)	نقاط حوضی	فاصله زمانی بین دو نقطه حوضی (سال)
۱۳۳۹	۷	۱۳۴۳	۶
۱۳۴۶	۶	۱۳۴۹	۴
۱۳۵۱	۵	۱۳۵۳	۶
۱۳۵۶	۷	۱۳۵۹	۸
۱۳۶۳	۸	۱۳۶۷	۷
۱۳۷۱	۵	۱۳۷۴	۴
۱۳۷۶	۶	۱۳۸۰	۶
۱۳۸۲	-	۱۳۸۴	-

مأخذ: توسط محقق با استفاده از نمودار (۲)

۴- روش آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی

آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی براساس دو مؤلفه مختلف، تقارن در شیب و تقارن در عمق، بر روی سری زمانی تولید ناخالص داخلی انجام می‌گیرد. یک سری زمانی را می‌توان با استفاده از فیلتر به دو جزء روند ایستا و چرخه ایستا تفکیک کرد. بررسی پدیده تقارن، برای جزء چرخه‌ای یک سری زمانی انجام می‌گیرد چرا که جزء روند از این جهت که تقریباً همیشه در حال افزایش یا کاهش است، نامتقارن است. آزمون فرضیه تقارن در شیب تغییرات براساس سه روش متفاوت انجام می‌گیرد. روش اول مربوط به دیلانگ و سامرز (۱۹۸۶) است. در این روش آنچه مورد آزمون است ضریب چولگی تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای سری

زمانی است. روش دوم آزمون فرضیه تقارن در شیب تغییرات، به به‌کارگیری روش نفتچی (۱۹۸۴) است. آنچه در این روش مورد آزمون قرار می‌گیرد برابری احتمال انتقال حرکت از یک نقطه به نقطه دیگر در وضعیت رکودی و وضعیت رونق است. روش سوم مربوط به گالگاتی (۲۰۰۴) است. بدین صورت که با استفاده از شاخص‌های معین و مناسبی به بررسی طول دوره رکود و رونق، وسعت و گستردگی و سپس شیب تغییرات دوره‌های رکود و رونق می‌پردازد. آزمون فرضیه تقارن در عمق، براساس روش سیشل (۱۹۹۳) انجام می‌گیرد. در این روش ضریب چولگی جزء چرخه‌ای سری زمانی محاسبه شده و مورد آزمون قرار می‌گیرد. این دو نوع عدم تقارن می‌تواند به صورت همزمان یا جداگانه وجود داشته باشند^{۵۵}. روش دیگر برای بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری استفاده از آزمون‌های ناپارامتری دو نمونه‌ای کولموگروف- اسمیرنوف و آزمون جمعی-رتبه ای ویلکاکسون می‌باشد. آزمون‌های دو نمونه‌ای امکان مقایسه توزیع رکودها و رونق‌ها را فراهم می‌کند. در این دو آزمون فرضیه صفر تساوی جمعیت تحت بررسی دو نمونه است.

۴-۱- عدم تقارن در شیب چرخه‌های اقتصادی

۴-۱-۱- الگوی دیلانگ و سامرز

آزمون فرضیه تقارن در شیب تغییرات سری در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی از روش دیلانگ و سامرز، از طریق محاسبه ضریب چولگی تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای سری زمانی انجام می‌گیرد. با این آزمون مشاهده می‌شود که آیا نرخ تغییرات جزء چرخه‌ای سری زمانی، حول میانگین خود متقارن است یا خیر؟ زیرا که ضریب چولگی در یک توزیع متقارن مانند توزیع نرمال صفر است، اگر این ضریب مثبت باشد توزیع دارای دنباله راست و اگر ضریب منفی باشد، توزیع دارای دنباله چپ است که به معنای عدم تقارن در شیب سری زمانی در مراحل مختلف چرخه تعبیر می‌شود. اگر یک سری زمانی، عدم تقارن در شیب را نشان بدهد انتظار آن است که ضریب چولگی برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای آن منفی باشد، چرا که کاهش‌های سریع در سری (ضمن داشتن فراوانی کمتر) باید بزرگتر از افزایش‌های ملایم در آن باشد. از آنجا که مشاهدات مربوط به اقتصاد کلان دارای

همبستگی سریالی است، لذا محاسبه خطای استاندارد ضریب چولگی به همان روش که برای یک توزیع i.i.d انجام می‌گیرد، اشکال دارد و باید خطای استاندارد ضریب چولگی را یا به روش مونت کارلو و یا به روش نووی-وست^{۵۶} (۱۹۸۷) محاسبه کرد. در روش نووی-وست (۱۹۸۷) فرمول ضریب چولگی همانند روش دیلانگ و سامرز است، به این صورت که ابتدا جزء چرخه‌ای سری زمانی اقتصاد کلان را با استفاده از فیلتر جدا کنیم^{۵۷}:

$$y_t = y_t^t + y_t^c \quad (۴)$$

y_t^t = جزء روند و غیر ایستا^{۵۸}

y_t^c = جزء چرخه ای ایستا^{۵۹}

سپس، ضریب چولگی را از رابطه زیر حساب می‌کنیم:

$$SK(\Delta y_t^c) = \left[\frac{(\Delta y_t^c - \bar{\Delta y}_t^c)^3}{T} \right] / \dagger_{(\Delta y_t^c)} \quad (۵)$$

متغیر Z_t را برای محاسبه خطای استاندارد به روش نووی-وست تعریف می‌کنیم:

$$Z_t = \left[\frac{\Delta y_t^c - \bar{\Delta y}_t^c}{\dagger_{(\Delta y_t^c)}} \right]^3 \quad (۶)$$

Δy_t^c = تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای

$\bar{\Delta y}_t^c$ = میانگین مرتبه اول جزء چرخه ای در نمونه f

$\dagger_{(\Delta y_t^c)}$ = انحراف معیار مرتبه اول جزء چرخه‌ای

سپس رگرسیون Z_t ، بر عدد ثابت را به دست آورده و برای تست فرضیه تقارن، خطای معیار نووی-وست را محاسبه می‌کنیم. ضریب ثابت این رگرسیون همان ضریب چولگی تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای یعنی $SK(\Delta y_t^c)$ می‌باشد که در صورت منفی بودن می‌تواند عدم تقارن را نشان دهد.

⁵⁶ Newey-West

البته لازم به توضیح است که علاوه بر جزء سیکلی و جزء روند، جزء دیگری به نام اخلاص (noise) در

معادله ظاهر می‌شود که در مطالعه و محاسبه ضریب چولگی بی‌تأثیر است: $y_t = y_t^t + y_t^c + y$

⁵⁸ Nonstationary

⁵⁹ Stationary

۴-۱-۲- الگوی نفتچی^{۶۰}

الف) کلیات نظری الگوی نفتچی برای انجام آزمون تقارن براساس مؤلفه اول، یک سری زمانی کلان اقتصادی را انتخاب کرده و آن را به دو گروه به صورت دوره رکود و دوره‌ی بهبود تفکیک میکند. سپس احتمالات انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر را در هر دوره تخمین می‌زند. به این صورت که توالی زمانی X_t را انتخاب کرده و براساس تغییرات آن سری زمانی I_t را تعریف می‌کند و سپس احتمال انتقالات را از یک وضعیت به وضعیت دیگر تخمین می‌زند.

$$\{I_t\} = \begin{cases} +1 & \Delta X_t > 0 \\ -1 & \Delta X_t \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

او فرض می‌کند که I_t با I_{t+s} ($s > 0$) همبستگی دارد و برای راحتی کار فرض می‌کند که $\{I_t\}$ یک سری زمانی مرتبه دوم از فرایند مارکوف است. با توجه به این تعریف، در دوره بهبود، مقدار I_t مثبت و در دوره کساد، مقدار آن منفی است.^{۶۱} از آنجا که در صورت وجود پدیده عدم تقارن در شیب تغییرات سری زمانی در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی، براساس تجربه کشورهای صنعتی، انتظار داریم که بهبود به تدریج ولی رکود با سرعت شکل گیرد، پس به نظر می‌رسد که باید این رابطه برقرار باشد:

$$(8) \quad \text{انتقال حرکت از } 1+ \text{ به } 1+ < p < \text{انتقال حرکت از } 1- \text{ به } 1- p$$

برای محاسبه احتمال انتقال می‌توان می‌توان از تشکیل تابع درست‌نمایی^{۶۲} استفاده کرد. با توجه به اینکه فرض می‌شود $\{I_t\}$ یک سری زمانی درجه دوم مارکوف^{۶۳} است، لذا تابع درست‌نمایی آن به صورت زیر نوشته می‌شود:

انتقاداتی از سوی سیشل (۱۹۸۹) و روتمن (۱۹۹۱) بر مطالعه نفتچی وارد شده است. روتمن معتقد است که اگر سری زمانی را از درجه اول فرایند مارکوف انتخاب کنیم، نتایج بهتری به دست می‌آید. همچنین سیشل (۱۹۸۹) معتقد است چون روش نفتچی یک آزمون ناپارامتری است، لذا ساختار کمتری بر آمار و اطلاعات وضع می‌کند و به همین دلیل از قدرت کمتری برخوردار است و نسبت به اخلاص (noise) حساسیت دارد.

^{۶۱} چنانچه سری زمانی هم جهت با دوره باشد؛ اما اگر سری زمانی هم جهت با دوره نباشد برعکس این تعریف صادق است.

^{۶۲} Likelihood

^{۶۳} Second-Order Markov

$$L(S_T) = P(I_T = i_T | I_{T-1} = i_{T-1}, I_{T-2} = i_{T-2}) \dots \times P(I_3 = i_3 | I_2 = i_2, I_1 = i_1) \times P(I_2 = i_2, I_1 = i_1) \quad (9)$$

جمله آخر در واقع احتمال شرط اولیه است و منظور از S_T نمونه است که I_t را عددی می‌کند. همچنین تابع درستنمایی را با توجه به تعریف $\{ij\}$ می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$L(S_T, \{ij\}, f_0) = f_0 (\{11\})^{n11} (1 - \{11\})^{T11} (\{00\})^{n00} (1 - \{00\})^{T00} (\{01\})^{n01} (1 - \{01\})^{T01} (\{10\})^{n10} (1 - \{10\})^{T10} \quad (10)$$

n_{ij}, T_{ij} = تعداد مشاهدات در نمونه

$\{ij\}$ = احتمال انتقال $i, j = 0, 1$

$$\{10\} = P(I_K = 1 | I_{K-1} = 1, I_{K-2} = -1)$$

$$\{01\} = P(I_K = -1 | I_{K-1} = -1, I_{K-2} = 1)$$

$$\{00\} = P(I_K = -1 | I_{K-1} = -1, I_{K-2} = -1)$$

$$\{11\} = P(I_K = 1 | I_{K-1} = 1, I_{K-2} = 1)$$

$$f_0 = P(I_2 = i_2, I_1 = i_1)$$

Second - Order Markov $v = I_t$

این تابع درستنمایی به تمامی چهار پارامتر $\{ij\}$ و به وضعیت و شرایط اولیه f_0 بستگی دارد. لذا چنانچه نمونه مشخص S_T وجود داشته باشد، می‌توانیم پارامترها را با توجه به فرض های مختلفی که در مورد ارزش f_0 می‌توان داشت، تخمین زد (کدم^{۶۴}، ۱۹۸۰). می‌توان با تخمین حداکثر درست نمایی تخمین احتمال انتقالات $\{00\}, \{11\}$ را به دست آوریم که اولی حاکی از حرکت در دوره رکود و دومی حاکی از حرکت در دوره رونق است. بعد از به دست آوردن $\hat{\{00\}}, \hat{\{11\}}$ فرضیه برابری احتمال انتقال حرکت در دو دوره رکود و رونق ($H_0: \{00\} = \{11\}$) را آزمون می‌کنیم. پس تابع درستنمایی را تشکیل می‌دهیم و مشتق مرتبه اول و دوم آن را به دست می‌آوریم.

$$L(S_T, \{ij\}, \Pi_0)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \{ij\}} = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial^2 L}{\partial^2 \{ij\}} = H_T$$

از مشتق اول برای به دست آوردن تخمین $\{ij\}$ استفاده می‌کنیم. برای آزمون فرضیه تقارن در شیب، فاصله بیضوی به روش نفتچی تشکیل می‌شود. بنابراین خواهیم داشت:

$$[\hat{\{ij\}} - \{ij\}]'(-H_T)[\hat{\{ij\}} - \{ij\}] = t_k^2(r) \quad (12)$$

در عبارت فوق H_T مشتق مرتبه دوم تابع درست‌نمایی نسبت به $\{ij\}$ ، k درجه آزادی و r سطح اطمینان انتخابی است. برای تخمین $\{00\}, \{11\}$ ، همانطور که گفته شد، کافی است مشتق مرتبه اول لگاریتم تابع درست‌نمایی را مساوی با صفر قرار دهیم. با توجه به فرض‌های مختلفی که می‌توان راجع به f_0 (شرایط اولیه) داشت

به جواب‌های مختلفی دست می‌یابیم^{۶۵}. بعد از محاسبه مشتق اول تابع لگاریتم درست‌نمایی نسبت به $\{ij\}$ ها و تخمین $\{ij\}$ ها، برای آزمون فرضیه تقارن، فاصله اطمینان بیضوی را به دست می‌آوریم. برای محاسبه فاصله اطمینان تقریبی از ماتریس واریانس و کوواریانس نیاز است. طبق قضیه راثو-کرامر تقریبی از ماتریس واریانس-کوواریانس عبارت است از $-H_T$. در واقع، مشتق مرتبه دوم تابع درست‌نمایی را نسبت به $\{ij\}$ ها محاسبه می‌کنیم و منفی معکوس آن را به عنوان ماتریس واریانس-کوواریانس برای محاسبه فاصله اطمینان بیضوی مورد استفاده قرار می‌دهیم. عبارت زیر این فاصله اطمینان را محاسبه می‌نماید:

برای محاسبه $\{ij\}$ یکی از فرض‌ها آن است که f_0 را اصلاً در نظر نگیریم، به این صورت که وقتی سائز نمونه خیلی بزرگ است (یعنی T)، همان‌طور که بیلینگزلی نشان داده است، اطلاعاتی که f_0 برای محاسبه $\{ij\}$ دارد، قابل چشم‌پوشی است. (وقتی $T \rightarrow \infty$). فرض دیگر آن است که بگوییم فرایند I_t در زمان $t=1$ شروع شده و در نتیجه f_0 شامل اطلاعات مفیدی برای تخمین نیست. اگر هیچ کدام از فرض‌های فوق را نداشته باشیم، f_0 را برای یک سری زمانی مرتبه دوم که بستگی به حوادث ($I_2=1, I_1=1$) دارد، به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$f_0 = \lim_{N \rightarrow \infty} P(I_2 = 1, I_1 = 1 | I_N = i_n)$$

$$[\hat{\theta} - \hat{\theta}]'(-H_T)[\hat{\theta} - \hat{\theta}] = t_K^2(r) \quad (13)$$

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\theta}_{00} \\ \hat{\theta}_{11} \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\theta}_{00} \\ \hat{\theta}_{11} \end{bmatrix}$$

مرکز این بیضی تخمین حداکثر درست‌نمایی دو پارامتر $\hat{\theta}_{00}, \hat{\theta}_{11}$ است. از آنجا که تمام نقاط روی خط ۴۵ درجه فرضیه تقارن را نشان می‌دهد، لذا هر قدر فاصله مرکز بیضی از خط ۴۵ درجه بیشتر باشد، حاکی از شدت عدم تقارن است. چنانچه بیضی رسم شده (با فرض اینکه محور عمودی و افقی به ترتیب نشانگر $\hat{\theta}_{00}, \hat{\theta}_{11}$ باشند) زیر خط ۴۵ درجه باشند و این خط را قطع نکند آنگاه فرضیه $H_0: \hat{\theta}_{00} = \hat{\theta}_{11}$ رد می‌شود.

۴-۱-۳- الگوی گالگاتی

یکی از مباحث مهم در مطالعات ادوار تجاری، بررسی ویژگی‌های ادوار به لحاظ طول دوره، گستردگی و شدت آنها می‌باشد. بدین صورت که با استفاده از شاخص‌های معین و مناسبی به بررسی طول دوره رکود و رونق، وسعت و سپس شیب آنها در یک دور تجاری پرداخته می‌شود. جهت دستیابی به این مهم از شاخص‌های مورد استفاده مارکو گالگاتی و مارو گالگاتی و ولفگانگ پولاسک استفاده می‌شود که به شرح زیر می‌باشد:

الف) زمان و طول دوره‌های رکود و رونق

مدت زمان و طول یک دوره رکود به صورت تعداد سال‌هایی که به طول می‌انجامد تا اقتصاد از نقطه اوج به نقطه حضيض برسد تعریف می‌شود. حال آنکه مدت زمان و طول یک دوره رونق عبارت است از تعداد سال‌هایی که به طول می‌انجامد تا اقتصاد از نقطه حضيض خود به نقطه اوج دست یابد. شاخص وضعیت S_t جهت به‌دست آوردن مدت زمان و طول دوره تعریف می‌شود. به این صورت که S_t در طول سال‌های رکود (از سال بعد از نقطه اوج تا نقطه حضيض) مقدار یک و در سال‌های رونق مقدار صفر را اختیار می‌کند. بنابراین متوسط مدت زمان و طول دوره‌های رکود و رونق را می‌توان با استفاده از روابط زیر به دست آورد:

$$DUR_{REC} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{\sum_{t=1}^T (1 - S_{t+1})S_t} \quad (15)$$

$$DUR_{EXP} = \frac{\sum_{t=1}^T (1 - S_t)}{\sum_{t=1}^T (1 - S_{t+1})S_t} \quad (16)$$

ب) وسعت و گستردگی^{۶۶} دوره‌های رکود و رونق

وسعت و گستردگی یک دوره رکود عبارت است از قدرمطلق فاصله بین نقطه اوج و حضيض در یک دور تجاری، وسعت و گستردگی یک دوره رونق به صورت قدرمطلق فاصله بین نقطه حضيض تا اوج در یک دور تجاری، تعریف می‌شود. بنابراین می‌توان وسعت دوره‌های رکود و رونق را با استفاده از روابط زیر به دست آورد:

$$AMP_{EXP} = \frac{\sum_{t=1}^T (1 - S_t)(TP_t)}{\sum_{t=1}^T (1 - S_{t+1})S_t} \quad (17)$$

$$AMP_{REC} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t(PT_t)}{\sum_{t=1}^T (1 - S_{t+1})S_t} \quad (18)$$

که TP_t و PT_t به ترتیب عبارتند از فاصله بین نقطه اوج تا حضيض و حضيض تا اوج که به صورت اختلاف بین مقادیر رشد میان نقاط اوج و حضيض می‌باشد.

ج) شیب دوره‌های رکود و رونق

چنانچه مرحله‌ای از مراحل ادوار تجاری (رکود یا رونق) را به صورت یک مثلث تصور کنیم، بدین صورت که وسعت آن، ارتفاع این مثلث و طول دوره، قاعده این مثلث باشد، می‌توان شدت یک دوره رکود یا رونق را از رابطه زیر به دست آورد:

$$STEEPNESS_{REC(EXP)} = \frac{AMPLITUDE_{REC(EXP)}}{DURATION_{REC(EXP)}} \quad (19)$$

⁶⁶ Amplitude

۴-۲- عدم تقارن در عمق چرخه‌های اقتصادی

۴-۲-۱- الگوی سیشل

روش سیشل برای آزمون فرضیه تقارن در عمق، مشابه با روش دیلانگ و سامرز است، به این معنا که این آزمون از طریق محاسبه ضریب چولگی برای جزء چرخه‌ای سری زمانی انجام می‌گیرد. بنابراین، لازم است ابتدا سری زمانی مورد بررسی به دو جزء روند (غیر ایستا) و چرخه (ایستا) تفکیک شود.^{۶۷}

۴-۲-۲- آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف- اسمیرونف

در آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف- اسمیرونف، آماره آزمون KS است که با محاسبه ماکزیمم قدرمطلق تفاصل بین توزیع تجربی رکودها و رونقها محاسبه می‌شود.

$$KS = \max_{0 < x < \infty} |F_C(x) - F_E(x)| \quad (20)$$

F_C و F_E به ترتیب تابع توزیع تجربی رکودها و رونقها هستند. مقادیر بحرانی توزیع تجربی KS تحت فرضیه تساوی توزیعها توسط گیبونز و چاکرابورتی^{۶۸} (۱۹۹۲) جدول‌بندی شده است (پایرو^{۶۹}، ۱۹۹۷).

۴-۲-۳- آزمون جمعی- رتبه‌ای ویلکاکسون

در آزمون جمعی- رتبه‌ای ویلکاکسون مقادیر مطلق رکودها و رونقها ترکیب شده است. آماره آزمون W ، بوسیله مجموع رتبه‌های مقادیر مطلق رکودها در نمونه ترکیب شده رتبه بندی شده به دست می‌آید.

$$W = \sum_{t=1}^T I_t r(\bar{X} - X_t) \quad (21)$$

^{۶۷} سیشل معتقد است فیلتر هودریک-پرسکات فیلتر مناسبی برای این منظور است. همچنین، او آزمون فرضیه تقارن در عمق را برای لگاریتم سری زمانی انجام می‌دهد که به طریق مشابه در این رساله نیز لگاریتم سطح تولید ناخالص داخلی مورد آزمون قرار می‌گیرد.

^{۶۸} Gibbons and Chakraborti

^{۶۹} Piero

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } X_t < \bar{X} \\ 0 & \text{if } X_t > \bar{X} \end{cases} \quad (22)$$

T تعداد مشاهدات و $I(.)$ رتبه شمارنده است. تحت فرضیه صفر تساوی توزیع‌ها، توزیع مجانبی w با رابطه زیر داده شده است.

$$W \rightarrow N\left(\frac{T_1(T+1)}{2}, \frac{T_1 T_2 (T+1)}{12}\right) \quad (23)$$

T_1 تعداد رکودها در نمونه اول و T_2 تعداد رونق‌ها در نمونه دوم و $T_1 + T_2 = T$ است (پایرو^{۷۰}، ۱۹۹۷).

۵-آزمون فرضیه تقارن در ادوار تجاری ایران

در این بخش با استفاده از تکنیک‌هایی که در بخش قبلی مقاله تشریح شده است به بررسی فرضیه تقارن در ادوار تجاری ایران می‌پردازیم. اطلاعات مورد بررسی به صورت سالانه و طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۸۶ و به قیمت‌های ثابت سال ۷۶ از ترازنامه بانک مرکزی استخراج شده‌اند. نرم افزارهای کامپیوتری Microfit 4، Matlab، Eviews 6 و SAS به منظور جمع‌آوری اطلاعات و آزمون فرضیه تقارن مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

۵-۱- روش دیلانگ و سامرز

برای آزمون فرضیه تقارن در شیب سری‌های زمانی مورد نظر در مراحل مختلف چرخه اقتصادی در ایران به روش دیلانگ و سامرز، سری زمانی تولید ناخالص داخلی را انتخاب می‌کنیم. با استفاده از فیلتر تفاضل مرتبه اول، این سری‌های زمانی را روندزدایی می‌کنیم^{۷۱} و ضریب چولگی را برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای این سری‌های زمانی محاسبه می‌کنیم. ضریب چولگی تخمین زده شده برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی منفی است. اما

⁷⁰ Piero

^{۷۱} به نظر سیشل (۱۹۹۳) در انتخاب فیلتر به منظور روندزدایی کردن سری‌های زمانی، باید مطمئن بود که فیلتر انتخابی خودش عدم تقارن را در سری ایجاد نکند و آزمون فرضیه تقارن دارای توزیع استاندارد باشد. بنابراین اولاً فیلتر انتخابی می‌بایست خطی باشد و ثانیاً جزء سیکنی استخراج شده ایستا باشد. از این رو او فیلتر تفاضل مرتبه اول را برای آزمون فرضیه تقارن در شیب و فیلتر هادریک- پرسکات را برای آزمون فرضیه تقارن در عمق پیشنهاد می‌کند.

همان طور که قبلاً توضیح داده شد، از آنجا که سری های زمانی اقتصاد کلان عمدتاً دارای همبستگی سریالی هستند، لذا برای محاسبه خطای استاندارد روش نووی- وست، متغیر Z را برای تفاضل اول جزء چرخه ای تولید ناخالص داخلی تعریف می کنیم و از آنجا خطای معیار نووی- وست را محاسبه می کنیم تا معنادار بودن ضریب چولگی محاسبه شده آزمون شود. رگرسیون متغیر را بر عدد ثابت تخمین زده و خطای معیار به روش نووی- وست را محاسبه می کنیم. نتایج به صورت زیر ارائه می شود.^{۷۲}

$$Z = -0.16 + e \quad (24)$$

$$std.error = 0.63$$

منفی شدن ضریب ثابت این رگرسیون که بیانگر $Sk(\Delta y_t^c)$ است، می تواند ظاهراً عدم تقارن سری زمانی تولید ناخالص داخلی را نشان دهد. اما این موضوع با توجه به خطای استاندارد محاسبه شده رد می شود. به عبارت دیگر، فرضیه تقارن سری زمانی تولید ناخالص داخلی را نمی توان رد کرد.

جدول ۲: خلاصه نتایج آزمون فرضیه تقارن در شیب به روش دیلانگ و سامرز

سری زمانی	$Sk(\Delta y_t^c)$	انحراف معیار نووی- وست	P-Value
تولید ناخالص داخلی	-0.16	0.63	0.801

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲- روش نفتچی

برای آزمون فرضیه تقارن در شیب سری زمانی تولید ناخالص داخلی، رشد آن را انتخاب و تغییرات آن را محاسبه می کنیم. به ازاء تغییر مثبت عدد یک و به ازاء تغییر منفی یا صفر عدد ۱- را انتخاب و براساس آن سری زمانی I_t را تعریف می کنیم. برای آزمون فرضیه تقارن در شیب برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی به روش نفتچی به طریق زیر عمل می کنیم:

$$\{X_t\} = \{gdp\} \quad (25)$$

$$\{I_t\} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \lgdp > 0 \\ -1 & \text{if } \Delta \lgdp \leq 0 \end{cases}$$

^{۷۲} مقدار ثابت در این رگرسیون در واقع برآوردی از میانگین Z است. اما با توجه به انحراف معیار برآورد شده آن، این میانگین از نظر آماری با صفر تفاوت معناداری ندارد.

با فرض اینکه تولید ناخالص داخلی یک سری زمانی فرایند درجه دوم مارکوف، تابع درست‌نمایی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$L = f_0 \lambda_{00}^{n_{00}} (1 - \lambda_{00})^{T_{00}} \lambda_{11}^{n_{11}} (1 - \lambda_{11})^{T_{11}} \lambda_{01}^{n_{01}} (1 - \lambda_{01})^{T_{01}} \lambda_{10}^{n_{10}} (1 - \lambda_{10})^{T_{10}} \quad (26)$$

λ_{ij} ها حاکی از احتمال انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر است. لذا با استفاده از ماکزیمم کردن لگاریتم تابع درست‌نمایی فوق و محاسبه مشتق مرتبه اول آن تخمین $\{\lambda_{ij}\}$ ها به صورت زیر خواهیم داشت^{۷۳}:

$$\hat{\lambda}_{00} = 0.41, \quad \hat{\lambda}_{10} = 0.63, \quad \hat{\lambda}_{01} = 0.48, \quad \hat{\lambda}_{11} = 0.18 \quad (27)$$

احتمال انتقال حرکت از یک نقطه به نقطه دیگر برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی در وضعیت رکودی $\hat{\lambda}_{..} = 0/41$ و در وضعیت رونق $\hat{\lambda}_{11} = 0/18$ می‌باشد و بنابراین $\hat{\lambda}_{..} > \hat{\lambda}_{11}$ است. اما همان‌طور که گفته شد، آزمون فرضیه تقارن باید از طریق محاسبه فاصله اطمینان بیضی صورت گیرد و لذا احتیاج به محاسبه تقریبی از ماتریس وارینانس- کوواریانس احتمال انتقال است. از این رو طبق قضیه راثو- کرامر، ماتریس $(-H_T)$ را محاسبه می‌کنیم. H_T مشتق مرتبه دوم تابع درست‌نمایی نسبت به $\lambda_{00}, \lambda_{11}$ است. به این ترتیب، فاصله اطمینان را با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌کنیم:

$$\begin{bmatrix} \lambda_{00} - \hat{\lambda}_{00}, \lambda_{11} - \hat{\lambda}_{11} \end{bmatrix} (-H_T) \begin{bmatrix} \lambda_{00} - \hat{\lambda}_{00} \\ \lambda_{11} - \hat{\lambda}_{11} \end{bmatrix} = t_k^2(r) \quad (28)$$

بنابراین معادله بیضی برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی استخراج می‌شود. اگر بیضی رسم شده با خط ۴۵ درجه که برابری احتمال انتقال در وضعیت رکودی و رونق را نشان می‌دهد، نقطه اشتراک داشته باشد و یا به عبارت دیگر آن را قطع کند، فرضیه عدم تقارن در ادوار تجاری رد می‌شود. بنابراین معادله بیضی بدست آمده را مساوی صفر قرار می‌دهیم و آن را بر حسب $\lambda_{..}$ حل می‌نماییم. معادله دو جواب دارد. معادله بیضی در دو نقطه $0/32379+$ و $0/09570-$ خط ۴۵ درجه را قطع می‌کند و فرضیه عدم تقارن در شیب در تولید ناخالص داخلی، به روش نفتچی رد می‌شود.

f_0 نادیده گرفته شده است.

۵-۳- روش گالگاتی

متوسط دوره رکود در ایران در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۶، ۳/۱۲۵ سال و متوسط طول دوره رونق در فاصله زمانی مذکور ۲/۶۲۵ سال به دست آمد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سال‌های مورد بررسی، متوسط طول دوره رکود در ایران از متوسط طول دوره رونق در آن بیشتر است.

وسعت و گستردگی دوره‌های رکود در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۳۸ مقدار ۰/۱۰۳ و برای دوره‌های رونق مقدار ۰/۲۱ به دست می‌آید. بنابراین در دوره مورد بررسی وسعت و گستردگی برای دوره‌های رونق بیشتر از دوره‌های رکود است.

شیب دوره‌های رکود برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۶ مقدار ۰/۰۳۳ و برای دوره‌های رونق ۰/۰۸ به دست می‌آید خلاصه نتایج در جدول (۳) ارائه شده است. بنابراین در سال‌های مورد بررسی شیب دوره‌های رونق بیشتر از دوره‌های رکود است.

جدول ۳: خلاصه نتایج روش گالگاتی

ایران	طول		وسعت و گستردگی		شیب	
	رونق	رکود	رونق	رکود	رونق	رکود
۱۳۳۸-۱۳۸۶	۲/۶۲۵	۳/۱۲۵	۰/۲۱	۰/۱۰۳	۰/۰۸	۰/۰۳۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۴- روش سیشل

فرضیه تقارن در عمق برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی به روش سیشل مورد آزمون قرار می‌گیرد. و نتایج حاکی از تأیید فرضیه تقارن است. به عبارت دیگر، رد فرض عدم تقارن در عمق برای این سری زمانی (به صورت روند زدایی شده) به این معنا است که، عمق حوض اقتصادی با بلندی اوج اقتصادی در اقتصاد ایران تفاوت قابل ملاحظه‌ای ندارد. جدول (۴) نتایج آزمون فرضیه تقارن در عمق را برای سری‌های زمانی مورد بررسی ارائه می‌دهد.

جدول ۴: خلاصه نتایج آزمون عدم تقارن در عمق براساس روش سیشل

سری زمانی	محاسبه ضریب چولگی برای جزء سیکلی ^a	انحراف معیار نوی-وست	P-Value
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۰۰۷۸۰۴	۰/۷۳۵۴۳۳	۰/۹۹۱۶

a- با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۵- آزمون دو نمونه‌ای کولموگرف- اسمیرنوف

به منظور بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری به روش ناپارامتری از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی استفاده می‌شود. نرخ رشد هر سال، بالا و یا پایین نرخ رشد کلیه دوره‌ها قرار می‌گیرد. اگر دوره‌های رکود و رونق متقارن باشند، آنها تصایر آینه‌ای معکوس هم می‌باشند. بنابراین مجموعه رکودها توسط رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$C: \{\bar{X} - X_t | X_t < \bar{X}\} \quad (29)$$

و مجموعه رونق‌ها

$$E: \{X_t - \bar{X} | X_t > \bar{X}\} \quad (30)$$

X_t نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در سال t و \bar{X} میانگین تمام دوره‌هاست. بنابراین اگر در یک سال معین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی بیشتر از نرخ میانگین باشد این سال یک رونق را نشان می‌دهد و اگر در یک سال دیگر نرخ رشد پایین نرخ میانگین قرار بگیرد، این سال رکود را نشان می‌دهد.

براساس نتایج آزمون دو نمونه‌ای کولموگرف- اسمیرنوف فرضیه صفر یعنی تساوی توزیع رکودها و رونق‌ها رد نمی‌شود یعنی تفاوتی بین توزیع رکودها و رونق‌ها مشاهده نمی‌شود ($p=۰/۶۷۵۳$). جدول (۵) نتایج آزمون دو نمونه‌ای کولموگرف- اسمیرنوف را نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف-اسمیرنوف

آزمون کولموگروف-اسمیرنوف
Two-Sample Kolmogorov-Smirnov Test data: x: V1 in SDF6 , and y: V2 in SDF6 ks = 0.1958, p-value = 0.6753 alternative hypothesis: cdf of x: V1 in SDF6 does not equal the cdf of y: V2 in SDF6 for at least one sample point.

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۶- آزمون جمعی- رتبه‌ای ویلکاکسون

مطابق آزمون ناپارامتری ویلکاکسون انجام شده، ملاحظه می‌شود که تعداد رونق‌ها ۲۱ و تعداد رکودها ۲۷ به‌دست می‌آید. طبق آزمون مزبور تفاوت مرتبه‌ای تعداد رکودها و رونق‌ها معنی‌دار نیست ($p=0.6804$). جدول (۶) نتایج آزمون جمعی-رتبه‌ای ویلکاکسون را نشان می‌دهد.

جدول ۶: نتایج آزمون جمعی-رتبه‌ای ویلکاکسون

آزمون جمعی-رتبه‌ای ویلکاکسون
Exact Wilcoxon rank-sum test data: x: V1 in SDF6 , and y: V2 in SDF6 rank-sum statistic $W = 535$, $n = 21$, $m = 27$, $p\text{-value} = 0.6804$ alternative hypothesis: μ is not equal to 0

مأخذ: محاسبات تحقیق

۶- چگونگی تأثیر شوک‌های نفتی بر عدم تقارن ادوار تجاری به روش لوجیت

اگر چه نتایج بدست آمده با استفاده از روش‌های ناپارامتری و دیگر روش‌ها همچون دیلانگ و سامرز، نفتچی و سیشل وجود عدم تقارن در ادوار تجاری را تأیید نمی‌کند اما براساس روش گالگاتی می‌توان عدم تقارن در ادوار تجاری را تا حدودی مشاهده کرد. بنابراین با مبنا قرار دادن نتایج ناشی از این روش، به تحلیل چگونگی تأثیر شوک‌های نفتی بر عدم تقارن ادوار تجاری می‌پردازیم. با توجه به اینکه متغیر وابسته در این بررسی متغیری با مقادیر صفر و یک (متغیر کیفی) است، مدل مناسب برای بررسی عوامل مؤثر بر چنین متغیری را می‌توان مدل لوجیت انتخاب کرد.

D_i (متغیر وابسته): به ازاء سال‌های رکود عدد یک و به ازاء سال‌های رونق عدد

صفر را انتخاب می‌کند.

DLM_2 : نرخ رشد نقدینگی

$DLAO$: نرخ رشد ارزش افزوده گروه نفت

$DLAS$: نرخ رشد ارزش افزوده گروه خدمات

$DLAA$: نرخ رشد ارزش افزوده گروه کشاورزی

$DLAI$: نرخ رشد ارزش افزوده گروه صنایع و معادن

مدل لوجیت:

$$S = 13.2174 - 5.4191S_{-2} - 20.1322DLM_2 - 1 - 0.035291DLAO - 1 - 0.5528DLAA - 0.22146DLAI(-1) + 0.24DLAS(-1) - 3.0293WAR$$

(2.6475) (-2.5386) (-1.9483) (-1.7969) (-2.3981)
(-2.6628) (0.29195) (-1.9791)

Goodness of fit=0.8913
Factor for the calculation of marginal effects=0.22373 (۳۱)

تمام ضرایب بجز نرخ رشد ارزش افزوده گروه خدمات در سطح اهمیت ۱۰ درصد معنی‌دارند. مدل نهایی به صورت زیر است

$$S = 13.22309 - 5.4711S_{-2} - 19.7648DLM_2 - 1 - 0.03498DLAO - 1 - 0.537DLAA - 0.21759DLAI - 1 - 3.2056WAR$$

(2.6486) (-2.5519) (-1.9407) (-1.7944) (-2.4304)
(-2.6293) (-2.2523)

Goodness of fit = 0.913
Factor for the calculation of marginal effects = 0.22397

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که نرخ رشد ارزش افزوده گروه نفت در یک دوره قبل که نماینده‌ای از شوک نفتی است، عدم تقارن در ادوار تجاری براساس روش گالگاتی را توضیح می‌دهد. علامت منفی ضریب نرخ رشد ارزش افزوده گروه نفت رابطه معکوس بین تکانه نفتی و احتمال وقوع رکود (دوری از رونق) را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، هر چه نرخ رشد ارزش افزوده گروه نفت افزایش یابد احتمال وقوع رکود در دور بعد کاهش می‌یابد. برای محاسبه اثر نهایی در هر یک از متغیرهای توضیحی عامل محاسبه تأثیر نهایی را باید در ضرایب به دست آمده، ضرب کرد. بنابراین اثر نهایی یک واحد تغییر در متغیر نرخ رشد ارزش افزوده گروه نفت در یک دوره قبل بر احتمال وقوع رکود $(Pr(S=1))$ برابر $0.08-$ است. همچنین اثر نهایی یک واحد تغییر در متغیرهای

نرخ رشد ارزش افزوده گروه های صنایع و معادن، کشاورزی، نرخ رشد نقدینگی در یک دوره قبل و رکود در دو دوره قبل و متغیر مجازی جنگ بر احتمال وقوع رکود ($Pr(S = 1)$) بترتیب برابر $0/05$ ، $-0/12$ ، $-4/43$ ، $-1/22$ و $0/72$ می باشد.

۷- نتیجه گیری و توصیه های سیاستی

با استفاده از فیلتر هادریک- پرسکات برای تولید ناخالص داخلی واقعی حداقل هفت دوره و حداکثر هشت دوره تجاری قابل شناسایی است که می توان براساس نقاط اوج یا نقاط حوضیض مشخص نمود. متوسط دوره چرخه ای براساس فاصله زمانی دو نقطه اوج $6/288$ سال و متوسط دوره بین دو نقطه حوضیض $5/857$ سال می باشد. آزمون فرضیه تقارن در شیب براساس دو روش انجام می گیرد. در روش اول که مربوط به دیلانگ و سامرز است، با محاسبه ضریب چولگی تفاضل اول سری زمانی روندزدایی شده، این آزمون انجام می گیرد. به استناد به نتایج آزمون ضریب چولگی، فرضیه تقارن در شیب را برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی نمی توان رد کرد. روش دیگر آزمون فرضیه تقارن در شیب، به روش نفتچی است. در این روش آنچه مورد آزمون قرار می گیرد برابری احتمال حرکت از نقطه ای به نقطه دیگر در مرحله رکود، با احتمال انتقال حرکت از نقطه ای به نقطه دیگر در مرحله رونق است. در مورد سری زمانی تولید ناخالص داخلی نمی توان فرضیه تقارن را رد کرد. همچنین فرضیه عدم تقارن در عمق براساس روش سیشل را نمی توان برای سری زمانی روندزدایی شده تولید ناخالص داخلی رد کرد. به این معنا که عمق حوضیض اقتصادی با بلندی اوج اقتصادی تفاوت قابل ملاحظه ای ندارد. همچنین بر اساس دو آزمون ناپارامتری جمعی- رتبه ای ویلکاکسون و آزمون دو نمونه ای کولموگراف- اسمیرنوف فرض تقارن در ادوار تجاری رد نمی شود. خلاصه نتایج فرضیه تقارن براساس دو مؤلفه تقارن در عمق و تقارن در شیب و آزمون های ناپارامتری در جدول (۷) ارائه می شود. با محاسبه طول و وسعت و گستردگی دوره های رکود و رونق در ایران به روش گالگاتی، متوسط دوره رکود در ایران در دوره زمانی $1386-1338$ ، $3/125$ سال و متوسط طول دوره رونق در فاصله زمانی مذکور $2/625$ سال به دست آمد. بنابراین، متوسط طول دوره رکود در ایران از متوسط طول دوره رونق در آن بیشتر است. وسعت و گستردگی دوره های رکود در اقتصاد ایران برای دوره زمانی مورد بررسی مقدار $0/103$ و برای دوره های رونق

مقدار ۰/۲۱ به دست می‌آید. شیب دوره‌های رکود برای اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد بررسی مقدار ۰/۰۳۳ و برای دوره‌های رونق ۰/۰۸ به دست می‌آید.

جدول ۷: نتایج آزمون تقارن در شیب و تقارن عمق

سری زمانی	آزمون فرضیه تقارن در شیب		آزمون تقارن در عمق به روش سیشل	آزمون ناپارامتری	
	روش نفتچی	روش دیلانگ و سامرز		آزمون دو نمونه‌ای کولموگروف- اسمیرنوف	آزمون جمعی- رتبه‌ای ویلکاکسون
تولید ناخالص داخلی	تأیید می‌شود	تأیید می‌شود	تأیید می‌شود	تأیید می‌شود	تأیید می‌شود

مأخذ: محاسبات تحقیق

تنها براساس روش گالگاتی می‌توان عدم تقارن در ادوار تجاری را تاحدودی مشاهده کرد. بنابراین با مینا قرار دادن نتایج ناشی از این روش به تحلیل چگونگی تأثیر شوک‌های نفتی بر عدم تقارن ادوار تجاری پرداخته شد. با توجه به اینکه متغیر وابسته در این بررسی متغیری با مقادیر صفر و یک (متغیر کیفی) است، مدل مناسب برای بررسی عوامل مؤثر بر چنین متغیری مدل لوجیت می‌باشد. براساس این روش می‌توان نتیجه‌گیری کرد که نرخ رشد ارزش افزوده گروه نفت که نماینده‌ای از شوک نفتی است، عدم تقارن در ادوار تجاری را توضیح می‌دهد. لذا مهم‌ترین توصیه‌ی سیاستی مطالعه حاضر آنست که سیاست‌گذاران و متولیان امر با استفاده از تجارب موفق سایر کشور های نفتی و نیز تجربه‌ی کسب شده از حساب ذخیره‌ی ارزی، به جای تزریق درآمد تحقق یافته نفت به اقتصاد کشور (که معمولاً همراه با نوسانات شدید است)، از یک فرم هموار شده (فیلتر شده) آن استفاده نمایند. در چنین شرایطی از ورود مستقیم شوک‌ها و نوسانات درآمدهای نفتی به اقتصاد داخلی جلوگیری شده و اثرات منفی تکانه‌های نفتی بر ادوار تجاری را کاهش خواهد یافت.

فهرست منابع:

- اصغریور، حسین. (۱۳۸۴). اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید و قیمت در ایران. رساله دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حسابهای اقتصاد، گزارش اقتصادی و تراز نامه‌های بانک مرکزی، سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰.
- تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Micrifit [مایکروفیت]. تهران، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران. چاپ اول.
- جلالی نائینی، احمدرضا. (۱۳۷۶). بررسی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران. تهران، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه (طرح پژوهشی).
- جلالی نائینی، احمدرضا و فاطمه نظیفی. (۱۳۸۰). تأثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی (پولی) بر تولید. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۹: ۴۱-۱۳.
- دانش جعفری، داوود و محمود ختائی. (۱۳۸۰). نماگر دوران‌های اقتصادی. فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، ۱۸: ۲۸-۳.
- دیکاله، آلن جمال. (۱۳۸۴). تأثیر تکانه‌های نفتی در ایجاد ادوار تجاری در ایران (۱۳۸۲-۱۳۳۸)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.
- صمدی، سعید و سید عبدالمجید جلائی. (۱۳۸۳). تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۶۶: ۱۵۳-۱۳۹.
- طیب نیا، علی و فاطمه قاسمی. (۱۳۸۴). نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۳: ۸۰-۴۹.
- عباسی نژاد، حسین و شاپور محمدی. (۱۳۸۵). تحلیل سیکل‌های تجاری ایران با استفاده از نظریه موجک‌ها. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۵: ۲۰-۱.
- گرچی، ابراهیم و شیما مدنی. (۱۳۸۴). بررسی و ارزیابی سیر تحول مکتب کلاسیک به نئوکلاسیک و سپس به کلاسیک جدید. کلاسیک‌های جدید، تا چه اندازه جدیدند؟. مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۰: ۶۷-۳۱.
- نظیفی، فاطمه. (۱۳۸۰). اثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی (پولی) بر تولید و آزمون عدم تقارن سیکل‌های تجاری در ایران. رساله دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.

هاشم پور، محمدرضا. (۱۳۸۱). ادوار تجاری در اقتصاد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

هوشمند، محمود، محمد علی فلاحی و سپیده توکلی قوچانی. (۱۳۸۷). تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک پرسکات. مجله دانش و توسعه (علمی و پژوهشی)، ۱۵(۲۲): ۴۸-۲۳.

Baldwin, R. & P. Krugman. (1986). Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. W.P. Massachusetts Institute of Technology.

Beveridge, S. & C.R. Nelson. (1981). A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Component With Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7: 151-174.

Bjornland, H. (2000). Deterending Methods and Stylized Facts of Business cycles in Norway-An International Comparison. *Empirical Economics*, 25: 369-392.

Brunner, A.D. (1992). Conditional Asymmetries in Real GNP: A Semi nonparametric Approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10: 65-72.

Burns, A.F. & W. Mitchell. (1946). *Measuring Business Cycles*. New York: NBER.

Clement, M. & H.M. Krolzig. (2002). Can Oil Shock Explain Asymmetries in the US Business Cycle?. *Empirical Economics*, 27: 185-204.

Delong, J.B. & L.H. Summers. (1986). Are Business Cycles Symmetric?. (ed.) R. Gordon, *Continuity and change*. (Chicago: University of Chicago Press) : 166-179.

Dornbush, R., S. Fisher & R. Startz. (1998). *Macroeconomics*. International Edition, Boston: Irwin/ Mc Graw Hill, Seventh Edition.

Falk, B. (1986). Further Evidence on Asymmetric Behavior of Economic Time Series Over the Business Cycle. *Journal of Political Economy*, 94: 1096-1109.

Friedman, M. (1969). *Monetary Studies of the National Bureau*. The Optimum Quantity of Money and Other Essays, M. Friedman, Chicago: 261-284.

Gallegati, M., M. Gallegati & P. Wolfgang. (2004). Business Cycles Characteristics of the Mediterranean Area Countries. E-mail: marcog@dea.unian.it, polasek@his.ac.at.

Gibbons, J.D. & S. Chakraborti. (1992). Nonparametric Statistical Inference. Third Edition, (Marcel Dekker, New York).

Hamilton, J.D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57: 357-384.

Hassler, J., P. Lundvik, T. Perrson & P. Soderlind. (1994). The Swedish Business Cycle: Stylized Facts Over 130 Years". in: V. Bergstrom and A. Vredin, eds., *Measuring and Interpreting Business Cycles* (Oxford University Press, Oxford).

Hicks, J.R. (1950). *A Contribution to the Theory of Trade Cycle*. Oxford: Clarendon.

Hodrick, R.J. & E.C. Prescott. (1980). Post-war U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. Pittsburg: Carnegie-Mellon University, Discussion Paper, No. 451.

Hussey, R. (1992). Nonparametric Evidence on Asymmetry in Business Cycle Using Aggregate Employment Time Series. *Journal of Econometrics*, 51: 217-231.

Kedem, B. (1980). *Binary Time Series*. Marcel Dakker, Newyork.

Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Intrest and Money*" (London: MacMillan), UK.

Lucas, R.E. (1997). Understanding Business Cycles. in Brunner, K. and Meltzer, A. H. (Eds), *Stabilization of the Domestic International Economy*, Vol. 5 of Carnegie Rochester Series on Public Policy, North-Holland, Amsterdam.

McQueen, G. & S. Thorley. (1993). Asymmetric Business Cycle Turning Points. *Journal of Monetart Economics*, 31, PP: 341-362.

Mitchell, W.C. (1927). *Business Cycles: The Problem and its Setting*. National Bureau of Economic Research New York.

Neftei, S.N. (1984). Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 92 (2): 307-28.

Newey, W. & K. West. (1987). A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55: 703-708.

- Peiro, A. (1997). Are Business Cycles Asymmetric? Some European Evidence. Universitat De Valencia.
- Ramsey, J.B. & P. Rothman. (1996). Time Irreversibility and Business Cycle Asymetry. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28:1-21.
- Rothman, P. (1991). Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Unemployment Rates Over the Business Cycle. *Journal of Macroeconomics*, 13: 291-298.
- Sichel, D.E. (1989). Are Business Cycles Asymmetric? A Correction. *Journal of Political Economy*, 97(5): 1255-1260.
- Sichel, D.E. (1993). Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look, *Economic Inquiry*, XXXI (April): 224-236.
- Stock, J.H. & M.W. Watson. (1990). Business Cycle Properties of Selected U.S. Economic Time Series, 1959-1998, National Bureau of Economic Research, Working Paper 3376.
- Tiao, G.C. & R.S. Tsay. (1991). Some Advances in Nonlinear and Adaptative Modeling in Time Series Analysis. University of Chicago, Graduate School of Business, Statistics Research Center, Technical Report , NO. 118.
- Westlund, A.H. & S. Ohlen. (1991). On Testing for Symmetry in Business Cycles. *Empirical Economics*, 16: 479-502.

