آیا چرخه‌های اقتصادی در ایران متقارنند؟

فاطمه نظیفی*

یافته‌های این مقاله وجود احتمالی پدیده‌ی عدم تقارن در چرخه‌های اقتصادی را تأیید نمی‌کند و از این رو در اولین تقریب به منظور الگو کردن رفتار چرخه‌های اقتصادی، می‌توانیم از مدل‌های خطی استفاده کنیم. در واقع، بررسی رفتار تولید ناخالص داخلی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت، شواهدی را مبنی‌بر عدم تقارن در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی ارایه نمی‌دهد. اما چنانچه با دستیابی به آماره‌های آزمون‌کننده قوی‌تر و روش‌های آماری جدید بتوانیم فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی را رد کنیم، در آن صورت فرض چرخه‌های اقتصادی متقارن و در نتیجه استفاده از الگوهای خطی نه‌تنها در پیش‌بینی رفتار سری‌های زمانی اقتصادی بلکه در تجزیه و تحلیل نوسان‌های اقتصادی نیز پایه‌ی علمی نخواهد داشت.

کلید واژه‌ها:
ایران، چرخه‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی، اقتصاد بدون نفت، اقتصاد، الگوی دیلانگ و سامرز، الگوی نفتچی، الگوی سیشل

* - دکتر فاطمه نظیفی: مدرس دانشگاه و کارشناس ارشد معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.
Email:mnazifi@yahoo.com

۱ـ مقدمه

نوسان‌های کلی در متغیرهای کلان اقتصادی عموماً در چارچوب روش‌شناسی فریش - اسلاتسکی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این روش به طور کلی فرض می‌شود که ساز و کار تسری نوسان‌ها، خطی است و انحرافات دارای توزیع گاسین[1] هستند. این دو فرض به رغم راحت‌تر کردن بررسی‌ها، محدودیت‌های نسبتاً سنگینی را بر رفتار سری‌های زمانی کلان اقتصادی تحمیل می‌کند. به طور خاص با اعمال این نوع فرض‌ها، رفتار سری‌های زمانی کلان در مراحل (فازهای) مختلف چرخه اقتصادی نیز متقارن فرض می‌شود. چرا که پدیده عدم تقارن توسط مدل‌های خطی با توزیع گاسین ایجاد نمی‌شود.

بررسی موضوع تقارن یا عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی هم از لحاظ مبانی نظری الگوهای چرخه‌ی اقتصادی و هم به لحاظ کارایی پیش‌بینی الگوهای خطی، که با چشم‌پوشی از اطلاعات مربوط به وضعیت اقتصادی ممکن است غیرکارا باشند، و هم در تدوین سیاست‌گذاری‌های اقتصادی با توجه به این موضوع که در کدام مرحله از چرخه قرار داریم، بسیار حایز اهمیت است.

برخی از مطالعاتی که اخیراً در کشورهای پیشرفته صنعتی انجام شده، حاکی از وجود پدیده‌ی عدم تقارن در چرخه‌های اقتصادی است.[1] در حالی که برخی دیگر از مطالعات، پدیده‌ی نامتقارن بودن چرخه‌های اقتصادی را رد می‌کند.[2]

هدف این مقاله، با توجه به توضیحات فوق، بررسی پدیده‌ی تقارن و عدم تقارن، چرخه‌های اقتصادی در اقتصاد ایران است و این موضوع را با روش‌هایی مختلف، مورد آزمون قرار می‌دهد. در مقاله حاضر برای بررسی موضوع تقارن یا عدم تقارن، به این موضوع اشاره می‌شود که چرخه‌های اقتصادی، از پنج قسمت تشکیل شده‌است، که در آن مروری مختصر بر نوشتارهای موضوع آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی در ایران، آزمون فرضیه تقارن سری زمانی در مراحل مختلف چرخه،

1- Gaussian distribution

براساس دو مؤلفه مختلف برای تقارن انجام می‌گیرد. مؤلفه اول، تقارن در سرعت تغییرات است که آزمون این فرضیه براساس دو روش متفاوت دیلانگ و سامرز (۱۹۸۶) و روش نفتچی (۱۹۸۴) انجام می‌گیرد. در عین حال فرضیه تقارن براساس مؤلفه دوم، یعنی تقارن در عمق، براساس روش شیسل (۱۹۹۳) مورد آزمون قرار می‌گیرد. فصل چهارم، و همچنین نتایج ناشی از آزمون فرضیه‌ها نیز به طور جداگانه ارایه می‌شود و نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی بر مبنای یافته‌های مقاله ارایه می‌شود.

۲ـ تقارن و عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی

بررسی و تحلیل نوسان‌های چرخه‌ای متغیرهای کلان، نظیر تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری، تدریجاً مبدل به یک حوزه وسیع پژوهشی برای استخراج واقعیت‌های سبک یافته[1] اقتصاد کلان در کشورهای مختلف و نیز توضیح و تبیین نظریات چرخه‌های اقتصادی شده است.

سطح تولید و اشتغال می‌تواند به دلایل بسیاری، تغییر یا نوسان داشته باشد. حوادث طبیعی، تورم‌های بالا و عدم کنترل‌های سیاستی، وجود تکانه‌های اسمی و واقعی، تغییرات قابل توجه رابطه مبادله بازرگانی خارجی و مانند آنها از جمله این دلایل هستند اما به تمامی این نوسان‌ها، چرخه‌های اقتصادی گفته نمی‌شود. تعریف جامع یا مورد قبول عام برای چرخه‌های اقتصادی وجود ندارد. تعریف کلاسیک را اول بار میچل ارایه کرد و بعدها میچل و برنز (۱۹۴۶) آن را بازنگری کردند. در این مطالعه مطابق با گفته لوکاس (۱۹۷۷) واژه چرخه اقتصادی به نوسان‌های سطح محصول و اشتغال اطلاق می‌شود که از یک سری خصوصیات ویژه برخوردارند. این نوسان‌ها حول روند بلندمدت متغیر مورد بررسی رخ می‌دهد و مهمترین این خصوصیات سری بودن، تأثیرگذاری در روند رشد بلندمدت و هم حرکتی آنها با یکدیگر است.

1- Stylized Facts

در مطالعات سنتی چرخه‌های اقتصادی، فرض بر آن است که اقتصاد در اطراف یک روند زمانی درازمدت که گاهی نرخ رشد بالقوه نیز نامیده می‌شود، نوسان دارد. بنابراین، برای شناسایی و اندازه‌گیری نوسان‌ها باید روند تولید بالقوه را از سری زمانی جدا کرد.

در متون اقتصادی، نظریه‌های مختلفی راجع به علت یا منبع ایجادکننده‌ی چرخه‌های اقتصادی و این که از چه ماهیتی برخوردارند ارایه شده است و الگوهای مختلفی مانند کلاسیک‌ها، کینزی‌ها، پول باوران[1]، نئوکلاسیک‌ها، نوکلاسیک‌ها، نئوکینزی‌ها و نوکینزی‌ها به طرق مختلف سعی در توضیح نوسان‌های اقتصادی، منابع ایجادکننده‌ی آنها و نحوه اثر و استمرار این تکانه‌ها کرده‌اند. در ایران نیز در کارهای تحقیقاتی که در این زمینه صورت گرفته محققانی همانند جلالی نائینی (۱۳۷۶)، جلالی نائینی و سوری (۲۰۰۰)، ختایی و دانش جعفری (۱۳۸۰) به دنبال شناسائی منابع ایجادکننده‌ی نوسان‌های اقتصادی و سهم آنها در ایجاد این نوسان‌ها بوده‌اند. در تمامی این مطالعات، نوسان‌های کلی در متغیرهای کلان اقتصادی عموماً در چارچوب روش‌شناسی فریش - اسلاتسکی مورد بررسی قرار گرفته و به طور کلی سازوکارِ تسری نوسان‌ها خطی در نظر گرفته شده است. به این ترتیب، رفتار سری‌های زمانی کلان در مراحل مختلف چرخه‌ی اقتصادی متقارن فرض شده است. اما آنچه در این مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد، بررسی زمان وقوع و شناسایی عوامل ایجادکننده چرخه‌های اقتصادی نیست و از این حیث متفاوت از کارهایی است که تاکنون در کشور انجام شده است. بلکه در این مطالعه به‌دنبال بررسی و آزمون پدیده تقارن (عدم تقارن) سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سرمایه‌گذاری در مراحل مختلف چرخه اقتصادی هستیم.

اهمیت این رویکرد به موضوع آن است که در صورت وجود پدیده عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی، پیش‌بینی‌های متغیرهای کلان اقتصادی که به وسیله مدل‌های

1- Monetarist

خطی برآورد می‌شود، دیگر درست نبوده و از کارایی آنها کاسته می‌شود. همچنین مطالعات تجربی براساس مدل‌های انتظارات عقلایی، مجدداً باید مورد بازبینی قرار گیرد، چرا که به عنوان مثال؛ در کارهای سارجنت وهانس (۱۹۷۶) مشاهده می‌شود که چگونه مسئله بهینه‌سازی پویای بنگاههای اقتصادی بر پایه عرضه و تقاضا تا حد قابل ملاحظه‌ای به پیش‌بینی متغیرهای برون‌زا بستگی دارد. همچنین مدل‌های مربوط به تأمین مالی، تغییرات نرخ بهره و حرکت‌های مربوط به قیمت سهام که عمدتاً مدل‌های VAR و ARIMA است، به دلیل خطی بودن در صورت وجود پدیده عدم تقارن، دیگر مدل‌های مناسبی نخواهند بود.[۱]

به عنوان مثال؛ فرض کنید متغیر X_t توسط مدل ARMA زیر که خطی، ایستا و دارای توزیع گاسین است، توضیح داده می‌شود:

$$A(L)\ X_t = B(L)\ \varepsilon_t \qquad (۱)$$

$$X_t = A^{-1}(L)\ B(L)\ \varepsilon_t$$

ε_t دارای توزیع $i.i.d$ و گاسین است.

از آنجایی که ε_t دارای توزیع متقارن است، ترکیب خطی از این نوع توزیع نیز متقارن است. لذا X_t دارای توزیع متقارن است. بنابراین توزیع متقارن، خطی و گاسین ARMA نمی‌تواند، در حد، بیانگر یک رفتار نامتقارن باشد.

به طور کلی، اگر سری‌های زمانی اقتصادی یک رفتار نامتقارن را در چرخه‌های اقتصادی داشته باشند، باید از لحاظ کاربردی مدل‌هایی باشند که مورد استفاده قرار می‌گیرند و این عدم تقارن نیز در آنها لحاظ شده باشد، تا به این ترتیب از قدرت پیش‌گویی بهتری برخوردار باشند. به‌عبارت دیگر، بروز پدیده عدم تقارن مستلزم تغییر و تحول کلی در سه بُعد نظری، تجربی و سیاستی است. 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.

1- Sichel, 1993.

مدل کینزی‌ها با منحنی عرضه کل به صورت محدب، وجود پدیده تله نقدینگی، مدل‌های هزینه منو، مدل‌هایی که قید محدودیت‌های اعتباری را در نظر دارند[3]، مدل‌ها با فرض عدم تقارن در شاخص‌بندی دستمزدها و عدم تقارن در تعدیل قیمت‌ها[4]، مدل‌ها با توجه به برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری[5] و چندین مدل دیگر[6] از جمله مدل‌هایی هستند[7] که می‌توان با استناد به آنها، رفتار نامتقارن سری‌های زمانی در مراحل مختلف چرخه اقتصادی را توجیه نمود.

۱ـ۲ـ اشکال مختلف عدم تقارن در چرخه‌های اقتصادی

تقارن یا عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی اَشکال مختلف 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 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، قبلاً توسط میچل (۱۹۲۷) و کینز (۱۹۳۶) مطرح شده است ولی در دهه اخیر توسط نفتچی (۱۹۸۴)، سیشل (۱۹۸۹)، سیشل (۱۹۹۳) به طور عمیق‌تری بررسی شده و مورد آزمون تجربی قرار گرفته است.

نامتقارن بودن چرخه‌های اقتصادی را مطابق با تعریف سیشل (۱۹۹۳) می‌توان براساس دو مؤلفه مختلف تعریف کرد: عدم تقارن در سرعت تغییرات[1] و عدم تقارن در عمق[2]. منظور از عدم تقارن در سرعت تغییرات، مطابق با واقعیت‌های سبک یافته در کشورهای صنعتی، آن است که دوره رکود و کسادی 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 حضیض در یک چرخه‌ی اقتصادی بیشتر از بلندی اوج در دوره‌ی رونق باشد.

1- Steepness 2- Deepness

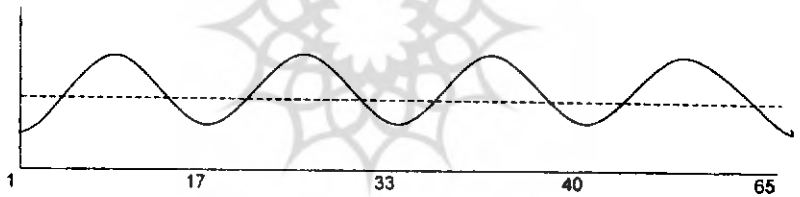
پدیده عدم تقارن، شواهدی را علیه استفاده از مدل‌های خطی با توزیع متقارن، فراهم می‌سازد.[۸]

برخی از اقتصاددانان معتقدند که عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی در بخش مربوط به کالاهای بادوام بیشتر مصداق دارد و توزیع واریانس‌های شرطی متغیرهای کلان مربوط به این بخش، در رکود بزرگ‌تر از رونق است.

در نمودارهای زیر انواع عدم تقارن در یک چرخه اقتصادی نشان داده می‌شود:

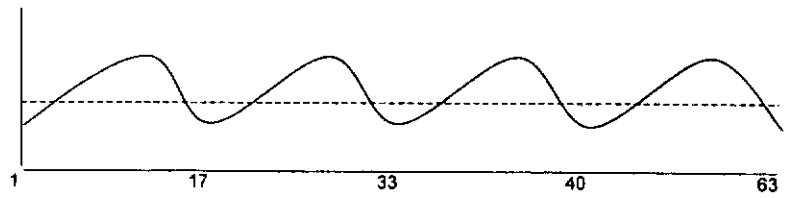
نمودار ۱ـ تقارن و عدم تقارن در یک چرخه

چرخه متقارن

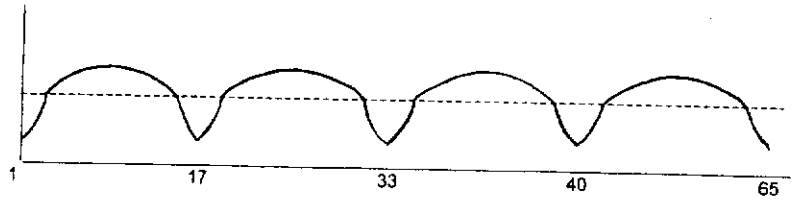


پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

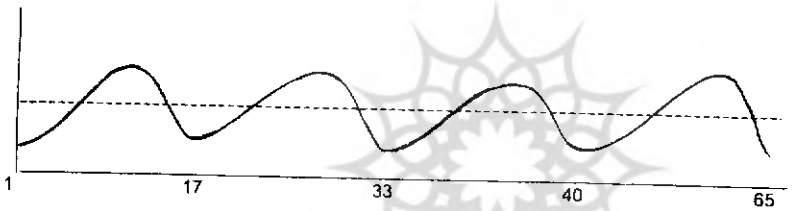
عدم تقارن در سرعت تغییرات



عدم تقارن در عمق



عدم تقارن در عمق و سرعت تغییرات



برای تعیین تقارن یا عدم تقارن، چرخه‌های اقتصادی چند روش و الگوی مختلف وجود دارد. یکی از روش‌ها برای نشان دادن عدم تقارن در سری‌های زمانی، استفاده از روش‌های غیرپارامتری و روش‌های شبه غیرپارامتری (Semi non parametric) است. مطابق با مطالعات انجام شده در سایر کشورها، اگر نشان داده شود که مدل‌های غیرخطی برای سری‌های زمانی اقتصادی کاربردی‌تر است، در واقع، این ادعا که چرخه‌های اقتصادی غیرمتقارنند، تأیید می‌شود. همچنین، برای بررسی عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی می‌توان از روش فرایند مارکوف (finite - state, markov processes) استفاده کرد.

۳ـ آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی در ایران

در این مقاله، آزمون فرضیه تقارن براساس دو مؤلفه تقارن در سرعت تغییرات

و تقارن در عمق برای سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سرمایه‌گذاری انجام می‌شود.

یک سری زمانی را می‌توان با استفاده از فیلتر به دو جزء، یعنی؛ روند غیرایستا و چرخه ایستا تفکیک کرد. بررسی پدیده تقارن و یا عدم تقارن، برای جزء چرخه‌ای یک سری زمانی انجام می‌گیرد چرا که جزء روند از این جهت که تقریباً همیشه در حال افزایش است، نامتقارن می‌باشد.

در این مقاله دو فرضیه مورد آزمون قرار می‌گیرد:

۱ـ درسرعت‌تغییرات‌سری‌های‌زمانی‌تولیدناخالص‌داخلی، تولیدناخالص‌داخلی بدون نفت، و سرمایه‌گذاری در مراحل مختلف چرخه‌ی اقتصادی، تقارن وجود دارد.

۲ـ دریک‌چرخه‌اقتصادی‌بلندی‌اوج‌اقتصادی‌برابر‌باعمق‌حضیض‌اقتصادی‌است.

آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات براساس دو 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 سیکلی سری زمانی است. روش دوم آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات، به کارگیری از 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. 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 می‌توانند به صورت همزمان یا جداگانه وجود داشته باشند.[۹]

۱ـ۳ـ آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات سری زمانی در مراحل مختلف چرخه اقتصادی

۱ـ۱ـ۳ـ الگوی دیلانگ و سامرز

آزمون فرضیه تقارن در سرعت 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 سرعت سری زمانی در مراحل مختلف چرخه تعبیر می‌شود. اگر یک سری زمانی، عدم تقارن در سرعت را نشان بدهد (به‌عبارت دیگر، اگر تغییرات آن در مرحله رکود با سرعت رخ دهد، در حالی‌که در مرحله رونق به‌تدریج و آهستگی انجام گیرد) انتظار آن است که ضریب چولگی برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای آن منفی باشد؛ چرا که کاهش‌های سریع در سری (ضمنی داشتن فراوانی کمتر) باید بزرگ‌تر از افزایش‌های ملایم در آن باشد. بنابراین، یک آزمون برای تست فرضیه قرینگی در سرعت، می‌تواند محاسبه ضریب چولگی برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای سری 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 متغیّر با 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 (۱۹۸۷) محاسبه کرد. بنابراین، در این مطالعه با روش نووی - وست (۱۹۸۷) خطای استاندارد ضریب چولگی را محاسبه می‌کنیم. در این روش 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 می‌کنیم:

$$y_t = y^t_t + y^c_t \quad (1)$$

۱- البته لازم به توضیح است که علاوه بر جزء سیکلی و جزء روند، جزء دیگری به نام اخلال *(noise)* در معادله ظاهر می‌شود که در مطالعه و محاسبه ضریب چولگی بی‌تأثیر است: $y_t = y^t_t + y^c_t + \eta$

y^t_t = جزء روند و غیرایستا (nonstationary)

y^c_t = جزء چرخه‌ای و ایستا (stationary)

بعد از یافتن جزء چرخه‌ای سری زمانی و محاسبه تفاضل مرتبه اول آن، ضریب چولگی را از فرمول زیر حساب می‌کنیم:

$$Sk\ (\Delta y^c_t) = \frac{\sum (\Delta y^c_t - \bar{\Delta} y^c)^3}{T} \Big/ \sigma(\Delta y^c)^3$$

متغیر Z_t را در مرتبه مقابل، برای محاسبه خطای استاندارد به روش نووی - وست تعریف می‌کنیم:

$$Z_t = \left[\frac{\Delta y^c_t - \bar{\Delta} y^c_t}{\sigma(\Delta y^c)} \right]^3$$

Δy^c_t = تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای.

$\bar{\Delta} y^c_t$ = میانگین تفاضل مرتبه‌ی اول جزء چرخه‌ای، در نمونه.

$\sigma(\Delta y^c)$ = انحراف معیار تفاضل مرتبه‌ی 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 $SK(\Delta y^c_t)$ می‌باشد که در صورت منفی بودن می‌تواند عدم تقارن را نشان دهد.

۲-۱-۳-الگوی نفتچی[۱]

الف)کلیات نظری الگو

نفتچی برای انجام آزمون تقارن براساس مؤلفه اول، یک سری زمانی کلان

۱- انتقاداتی از سوی سیشل (۱۹۸۹) و روتمن (۱۹۹۱) بر مطالعه نفتچی وارد شده است. روتمن معتقد است که اگر سری زمانی را از درجهٔ اول فرایند مارکوف انتخاب کنیم، نتایج بهتری به دست می‌آید. همچنین، سیشل (۱۹۸۹) معتقد است چون روش نفتچی یک آزمون غیرپارامتری است، لذا ساختار کمتری بر آمار و اطلاعات وضع می‌کند و به همین دلیل از قدرت کمتری برخوردار است و نسبت به اخلال (noise) حساسیت دارد. در این مقاله با توجه به انتقادات وارده علاوه بر روش نفتچی از روش دیلانگ و سامرز، همان‌طورکه شرح آن رفت، فرضیه تقارن را آزمون کرده‌ایم.

اقتصادی را انتخاب کرده و آن را به دو گروه به‌صورت دوره رکود و دورهٔ بهبود تفکیک می‌کند. سپس، احتمال 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.

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

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 کسادی، مقدار آن منفی است.[1] از آنجا که در صورت وجود پدیده عدم تقارن در سرعت تغییرات سری زمانی در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی، براساس تجربه کشورهای صنعتی، ما انتظار داریم که بهبود به‌تدریج ولی رکود با سرعت شکل گیرد، پس به نظر می‌رسد که باید این رابطه برقرار باشد:

P (انتقال حرکت از ۱+ به ۱+) $>$ P (انتقال حرکت از ۱- به ۱-)

برای محاسبه اینکه احتمال انتقال می‌توان از تشکیل تابع درست‌نمایی (likelihood) استفاده کرد.

با توجه به اینکه فرض می‌شود $\{I_t\}$ یک سری زمانی درجه دوم مارکوف second - order Markov است، لذا تابع درست‌نمایی آن به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

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

۱- چنانچه سری زمانی هم‌جهت با دوره باشد؛ اما اگر سری زمانی هم‌جهت با دوره نباشد بر عکس این تعریف صادق است.

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 λ_{ij} می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$L(S_T, \lambda_{ij}, \pi_\circ) = \pi_\circ (\lambda_{11})^{n_{11}} (1 - \lambda_{11})^{T_{11}} (\lambda_{00})^{n_{00}} (1 - \lambda_{00})^{T_{00}} (\lambda_{01})^{n_{01}} (1 - \lambda_{01})^{T_{01}} (\lambda_{10})^{n_{10}} (1 - \lambda_{10})^{T_{10}}$$

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

λ_{ij} = احتمال انتقال i و $j = 0$ و ۱

$$\lambda_{10} = P(I_k = 1 \mid I_{k-1} = 1, I_{k-2} = -1)$$

$$\lambda_{01} = P(I_k = -1 \mid I_{k-1} = -1, I_{k-2} = 1)$$

$$\lambda_{00} = P(I_k = -1 \mid I_{k-1} = -1, I_{k-2} = -1)$$

$$\lambda_{11} = P(I_k = 1 \mid I_{k-1} = 1, I_{k-2} = 1)$$

$$\pi_\circ = P(I_2 = i_2 , I_1 = i_1)$$

$$second - order\ Markov = I_t$$

این تابع درست‌نمایی به تمامی چهار پارامتر $\{\lambda_{ij}\}$ و به وضعیت و شرط اولیه $\pi_\circ$ بستگی دارد. لذا چنانچه نمونه مشخص S_T وجود داشته باشد، می‌توانیم پارامترها را باتوجه به فرض‌های مختلفی که در مورد ارزش $\pi_\circ$ می‌توان داشت، تخمین بزنیم(کِدِم، ۱۹۸۰).

می‌توان با تخمین حداکثر درست‌نمایی (maximum likelihood) تخمین احتمال انتقالات λ_{00} و λ_{11} را به‌دست آوریم که اولی حاکی از حرکت در دوره رکود و دومی حاکی از حرکت در دوره رونق است. بعد از به‌دست آوردن $\hat{\lambda}_{11}$ و $\hat{\lambda}_{00}$ فرضیه برابری احتمال انتقال حرکت در دو دوره رکود و رونق $(H_\circ : \lambda_{00} = \lambda_{11})$ را آزمون می‌کنیم.

پس تابع درست‌نمایی را تشکیل می‌دهیم و مشتق مرتبه اول و دوم آن را به‌دست می‌آوریم.

$$L\ (S_T\ ,\ \lambda_{i\ j}\ ,\ \pi_{\circ})$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_{i\ j}} = \circ \qquad \frac{\partial^2 L}{\partial \lambda^2_{i\ j}} = H_T$$

از مشتق اول برای به‌دست آوردن تخمین $\lambda_{i\ j}$ استفاده می‌کنیم. برای آزمون فرضیه تقارن در سرعت، فاصله اعتماد بیضوی به روش نفتچی تشکیل می‌شود. بنابراین، خواهیم داشت:

$$[\lambda - \hat{\lambda}]'\ (-H_T)\ [\lambda - \hat{\lambda}] = \varkappa_k^2\ (\alpha)$$

در عبارت فوق H_T مشتق مرتبه دوم تابع درست‌نمایی نسبت به λ_{ij}، K درجه آزادی و α سطح اطمینان انتخابی است.

برای تخمین $\lambda_{\circ\circ}$ و λ_{11} همان‌طورکه 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 $\pi_{\circ}$ (شرط اولیه) داشت، به جواب‌های مختلفی دست می‌یابیم.(۱)

با توجه به فرض‌هایی که نفتچی برای $\pi_{\circ}$ دارد، مشتق اول برای $\lambda_{i\ j}$ ها به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \lambda_{\circ\circ}} = \left[\frac{[(1-\lambda_{11}+\lambda_{10})+(1-\lambda_{11})]}{(1-\lambda_{\circ\circ})(1-\lambda_{11}+\lambda_{10})+(1-\lambda_{11})(1-\lambda_{\circ\circ}+\lambda_{01})} + \frac{n_{\circ\circ}}{\lambda_{\circ\circ}} - \frac{T_{\circ\circ}}{1-\lambda_{\circ\circ}}\right]\pi_{\circ}=\circ$$

۱- برای محاسبه $\lambda_{i\ j}$ یکی از فرض‌ها آن است که $\pi_{\circ}$ را اصلاً در نظر نگیریم، به این صورت که وقتی سایز نمونه خیلی بزرگ است (یعنی T)، همان‌طورکه بیلینگزلی نشان داده است، اطلاعاتی که $\pi_{\circ}$ برای محاسبه $\lambda_{i\ j}$ دارد، قابل چشم‌پوشی است. (وقتی $T \to \infty$). فرض دیگر آن است که بگوییم فرایند I_t در زمان $t = 1$ شروع شده و در نتیجه $\pi_{\circ}$ شامل اطلاعات مفیدی برای تخمین نیست. اما ما در این مطالعه هیچ کدام از فرض‌های فوق را نداریم و $\pi_{\circ}$ را برای یک سری زمانی مرتبه دوم که بستگی به حوادث ($I_1 = 1$ و $I_2 = 1$) دارد، به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\pi_{\circ} = \underset{N \to -\infty}{Lim}\ P\ (I_2 = 1\ \ I_1 = 1 \mid I_N = iN)$$

$$\frac{\partial logL}{\partial \lambda_{11}} = [\frac{-1}{1-\lambda_{11}} + \frac{(1-\lambda_{10}+\lambda_{01})+(1-\lambda_{00})}{(1-\lambda_{00})(1-\lambda_{11}+\lambda_{10})+(1-\lambda_{11})(1-\lambda_{00}+\lambda_{01})} + \frac{n_{11}}{\lambda_{11}}$$

$$\frac{T_{11}}{1-\lambda_{11}}]/\pi_0=0$$

$$\frac{\partial logL}{\partial \lambda_{10}} = [\frac{-(1-\lambda_{00})}{(1-\lambda_{00})(1-\lambda_{11}+\lambda_{10})+(1-\lambda_{11})(1-\lambda_{00}+\lambda_{01})} + \frac{n_{10}}{\lambda_{10}} - \frac{T_{10}}{1-\lambda_{10}}]/\pi_0=0$$

$$\frac{\partial logL}{\partial \lambda_{01}} = [\frac{1}{\lambda_{01}} - \frac{(1-\lambda_{11})}{)(1-\lambda_{00})(1-\lambda_{11}+\lambda_{10})+(1-\lambda_{11})\lambda_{01}} + \frac{n_{01}}{\lambda_{01}} - \frac{T_{01}}{1-\lambda_{01}}]/\pi_0=0$$

بعد از محاسبه مشتق اول تابع لگاریتم درست‌نمایی نسبت به λ_{ij}ها، و تخمین λ_{ij}ها، برای آزمون فرضیه تقارن، فاصلهٔ اطمینان بیضوی را به دست می‌آوریم. برای محاسبه فاصله اطمینان تقریبی از ماتریس واریانس و کوواریانس نیاز است.

طبق قضیهٔ رائو - کرامر تقریبی از ماتریس واریانس - کوواریانس عبارت است از $-H_T^{-1}$. در واقع، مشتق مرتبه‌ی دوم تابع درست‌نمایی را نسبت به λ_{ij}ها محاسبه می‌کنیم و منفی معکوس آن را به عنوان ماتریس واریانس - کوواریانس برای محاسبه‌ی فاصله اطمینان بیضوی مورد استفاده قرار می‌دهیم. عبارت زیر این فاصله اطمینان را محاسبه می‌نماید:

$$[\lambda - \hat{\lambda}]' (-H_T)([\lambda - \hat{\lambda}] = \aleph^2_k (\alpha)$$

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{00} \\ \lambda_{11} \end{bmatrix} \qquad \hat{\lambda} = \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{00} \\ \hat{\lambda}_{11} \end{bmatrix}$$

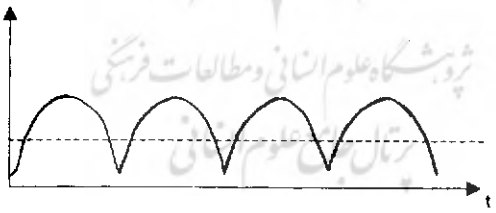
مرکز این بیضی تخمین حداکثر درست‌نمایی دو پارامتر λ_{00} و λ_{11} است. از آنجا که تمام نقاط روی خط ۴۵ درجه، فرضیه تقارن را نشان می‌دهد، لذا هر قدر فاصله مرکز بیضی از خط ۴۵ درجه بیشتر باشد، حاکی از شدت عدم تقارن است. چنانچه بیضی رسم شده (با فرض اینکه محور عمودی و افقی به ترتیب نشانگر $\hat{\lambda}_{00}$ و $\hat{\lambda}_{11}$

باشند) زیر خط ۴۵° باشد و این خط را قطع نکند، آنگاه فرضیه $H_0 : \lambda_{00} = \lambda_{11}$ رد می‌شود.

۲ـ۳ـ آزمون فرضیه تقارن در عمق در چرخه‌های اقتصادی

همان طورکه توضیح داده شد، سیشل پدیده تقارن یا عدم تقارن را براساس دو مؤلفه متفاوت (که البته می‌تواند به‌طور همزمان یا جداگانه وجود داشته باشد) تفکیک کرد. در این قسمت از مطالعه، هدف، آزمون فرضیه تقارن در عمق برای سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون‌نفت و سرمایه‌گذاری است. عدم تقارن در عمق، طبق تعریف سیشل در ۱۹۹۳، هنگامی رخ می‌دهد که عمق حضیض اقتصادی بیشتر از بلندی اوج باشد. این نوع از عدم تقارن برای جزء چرخه‌ای سری زمانی مورد بررسی، آزمون می‌شود.

نمودار ۲ـ عدم تقارن در عمق برای جزء چرخه‌ای یک سری زمانی



چنانچه، به‌عنوان مثال، سری زمانی تولید عدم تقارن در عمق را نشان دهد آن‌گاه ماکزیمم انحراف یک دوره رونق از روند تولید (بلندمدتش) با ماکزیمم انحراف یک دوره رکود از روند تولید برابر نیست و غیرمتقارن است. مطابق با این تعریف، در صورت وجود عدم قرینگی در عمق، ضریب چولگی نسبت به میانگین یا روند برای جزء چرخه‌ای سری زمانی، منفی خواهد شد. چرا که در صورت عدم تقارن در عمق، مشاهدات کمی وجود دارند که در پایین روند یا میانگین قرار گرفته‌اند (نسبت به مشاهدات بالای میانگین) اما متوسط انحراف مشاهدات پایین میانگین یا روند از

متوسط انحراف مشاهدات بالای میانگین یا روند بزرگ‌تر است. آزمون فرضیه تقارن در عمق برای ایران از روش سیشل (۱۹۹۳) به شرحی انجام می‌گیرد که در ادامه می‌آید.

۱ـ۲ـ۳ـ 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 (غیرایستا) و چرخه (ایستا) تفکیک شود:[۱]

$$y_t = y^c_t + y^t_t$$

سپس ضریب چولگی برای جزء چرخه سری زمانی محاسبه می‌شود:

$$SK(y^c_t) = \frac{1}{T}\sum_t \left(\frac{y^c_t - \bar{y}^c}{\sigma(y^c)}\right)^3$$

سیشل معتقد است از آنجا که متغیّرهای کلان اقتصادی دارای همبستگی سریالی هستند، لذا برای محاسبه خطای معیار ضریب چولگی بهتر است از روش نووی - وست استفاده شود. به همین دلیل متغیّر Z به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_t = \left(\frac{y^c_t - \bar{y}^c}{\sigma(y^c)}\right)^3$$

رگرسیون این متغیّر بر عدد ثابت را به دست می‌آوریم (ضریب ثابت تخمین زده شده معادل با $Sk(y^c_t)$ است) و از آنجا خطای معیار نووی - وست را برای ضریب ثابت محاسبه می‌کنیم، به‌این ترتیب فرضیه تقارن در عمق ـ که همان $Sk(y^c_t)=0$ است ـ آزمون می‌شود.

۱- 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 مقاله نیز لگاریتم سطح تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سرمایه‌گذاری مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۴ـ نتایج تجربی

آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی براساس دو مؤلفه مختلف برای تقارن، بر روی سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون‌نفت و سرمایه‌گذاری انجام می‌گیرد. همان طور که گفته شد؛ از آنجایی که این آزمون‌ها برای جزء سیکلی سری زمانی مطرح است، ابتدا سری‌های زمانی با استفاده از فیلتر تفاضل مرتبه اول (برای روش دیلانگ و سامرز) و فیلتر هودریک - پرسکات (برای روش سیشل) روندزدایی می‌شوند.

اطلاعات مورد بررسی، به صورت سالانه و طی سال‌های ۷۸-۱۳۳۸ و به قیمت‌های ثابت سال ۶۱ از ترازنامه بانک مرکزی استخراج شده‌اند.

نرم افزارهای کامپیوتری Eviews و Excell به منظور جمع‌آوری اطلاعات و آزمون فرضیه تقارن مورد استفاده قرار گرفته‌اند و همچنین از نرم‌افزار Matlab برای آزمون فرضیه تقارن به روش نفتچی و رسم منحنی بیضی، استفاده شده است.

۱ـ۴ـ نتایج آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات براساس روش دیلانگ و سامرز

برای آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات سری‌های زمانی کلان اقتصادی در مراحل مختلف چرخه اقتصادی در ایران به روش دیلانگ و سامرز، سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، رشد تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، رشد آن، سرمایه‌گذاری، و رشد سرمایه‌گذاری را انتخاب می‌کنیم. با استفاده از فیلتر تفاضل مرتبه اول، این سری‌های زمانی را روندزدایی می‌کنیم[۱] و ضریب

۱- به نظر سیشل (۱۹۹۳) در انتخاب فیلتر به منظور روندزدائی کردن سری زمانی، باید مطمئن بود که فیلتر انتخابی خودش عدم تقارن را در سری ایجاد نکند و آزمون فرضیه تقارن دارای توزیع استاندارد باشد. بنابر این اولاً فیلتر انتخابی می‌بایست خطی باشد و ثانیاً جزء سیکلی استخراج شده ایستا باشد. از این‌رو او فیلتر تفاضل مرتبه اول را برای آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات و فیلتر هودریک - پرسکات را برای آزمون فرضیه تقارن در عمق پیشنهاد می‌کند.

چولگی را برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای این سری‌های زمانی محاسبه می‌کنیم. به عنوان مثال، ضریب چولگی تخمین زده شده برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی منفی است. اما همان‌طورکه قبلاً توضیح داده شد، از آنجاکه سری‌های زمانی اقتصاد کلان عمدتاً دارای همبستگی سریالی هستند، لذا برای محاسبه خطای استاندارد روش نووی - وست، متغیّر Z را برای تفاضل مرتبه اول جزء سیکلی تولید ناخالص داخلی تعریف می‌کنیم و از آنجا خطای معیار نووی - وست را محاسبه می‌کنیم تا معنادار بودن ضریب چولگی محاسبه شده آزمون شود. رگرسیون متغیّر Z را بر عدد ثابت تخمین زده و خطای معیار به روش نووی - وست را محاسبه می‌کنیم. نتایج به‌صورت زیر ارایه می‌شود:

$$Z = -\cdot/۳۳ + e$$

$$std\ .\ error\ =\ \cdot/۶۹$$

منفی شدن ضریب ثابت این رگرسیون که بیانگر $Sk\ (\Delta y^c_t)$ است، می‌تواند ظاهراً عدم تقارن سری زمانی تولید ناخالص داخلی را نشان دهد. اما این موضوع با توجه به خطای استاندارد محاسبه شده رد می‌شود. به‌عبارت دیگر، فرضیه تقارن سری زمانی تولید ناخالص داخلی را نمی‌توان رد کرد، مگر در سطح اطمینان ۷۰٪ که ضعیف است.

چنانچه سری زمانی تولید ناخالص داخلی بدون نفت انتخاب شده و به طریق مشابه ضریب چولگی را برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای آن محاسبه کنیم، همچنان ضریب چولگی منفی به دست می‌آید:

$$SK\ (\Delta y^c_t) = -\cdot/۵$$

با محاسبه Z و رگرسیون آن بر عدد ثابت داریم:

$$Z_t = -\cdot/۵ + e$$

$$std\ .\ error\ =\ \cdot/۷۴$$

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، فرضیه تقارن را برای سری زمانی تولید

ناخالص داخلی بدون‌نفت نمی‌توان رد کرد.

محاسبه ضریب چولگی و خطای استاندارد به روش نووی - وست برای تولید رشد ناخالص داخلی و رشد تولید ناخالص داخلی بدون‌نفت، همچنان حاکی از عدم توانایی در رد فرضیه تقارن ($SK\ (\Delta y^{C}_{t}) = 0$) است. به عبارت دیگر، عدم تقارن برای این سری‌های زمانی را با استفاده از روش دیلانگ و سامرز و خطای استاندارد نووی - وست نمی‌توان مشاهده کرد، که این منطبق با نتایج به دست آمده برای برخی از کشورهای اروپایی و ایالات متحده است.(۱)

چنانچه سری زمانی سرمایه‌گذاری انتخاب و ضریب چولگی را برای تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای آن محاسبه کنیم، نتایج به‌صورت زیر قابل ارایه است:

$SK\ (\Delta y^{C}_{t}) = -0/356$

محاسبه Z و رگرسیون آن بر عدد ثابت، برای محاسبه‌ی خطای استاندارد نووی - وست حاکی از عدم تقارن سری زمانی سرمایه‌گذاری است. به عبارت دیگر، فرضیه تقارن برای این سری زمانی در فاصله اطمینان ۹۰٪ رد می‌شود.

$Z = -0/356 + e$

$std\ .\ error\ = 0/27$

به نتیجه مشابهی در مورد سری زمانی رشد سرمایه‌گذاری می‌رسیم. در واقع فرضیه تقارن در سرعت تغییرات برای این سری زمانی رد می‌شود. بنابراین بر اساس نتایج به‌دست آمده می‌توان اظهار داشت که کاهش در سرمایه‌گذاری به‌سرعت صورت می‌گیرد، در حالی که بهبود در آن به کندی رخ می‌دهد و این مطابق با تعریف عدم تقارن در سرعت (سیشل، ۱۹۹۳) است. اما در مورد بقیه سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی و همچنین تولید ناخالص داخلی بدون نفت، فرضیه تقارن در سرعت با استفاده از روش دیلانگ و سامرز و خطای استاندارد نووی - وست رد نمی‌شود. جدول ۱ نتایج ناشی از آزمون ضریب چولگی را برای سری‌های زمانی مورد مطالعه ارایه می‌دهد.

۱- دیلانگ و سامرز، ۱۹۸۶؛ سیشل، ۱۹۹۳.

جدول ۱ـ نتایج آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات براساس روش دیلانگ و سامرز

سری زمانی	$Sk(\Delta y^c_t)$	Newey-West ** Standard error	P-Value*
تولید ناخالص داخلی	-۰/۳۳	۰/۶۹	۰/۳۲
تولید ناخالص داخلی بدون‌نفت	-۰/۵	۰/۷۴	۰/۲۵
سرمایه‌گذاری	-۰/۳۵۶	۰/۲۷	۰/۱۰
رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۳۲	۰/۵۲	۰/۲۲
رشد تولید ناخالص داخلی بدون‌نفت	-۰/۲	۰/۲۹	۰/۲۳
رشد سرمایه‌گذاری	-۰/۷۷	۰/۵	۰/۰۶

* سطح معنادار یک طرفه که می‌توان فرضیه تقارن ($SK\ (\Delta y^c_t) = 0$) را در آن ناحیه رد کرد.

** از آنجا که ماتریس کوواریانس White فرض می‌کند که پس‌ماند معادله برآورد شده با یکدیگر نامرتبطند، ما از روش نووی - وست استفاده می‌کنیم که فرض کلی‌تری در مورد ماتریس واریانس کوواریانس دارد و می‌تواند هم ناهمسانی واریانس (heteroskedasticity) و هم خودهمبستگی (auto correlation) را همزمان داشته باشد. لذا، در جدول Newey - West standard error گزارش شده است.

تخمین زننده ارایه شده در روش نووی - وست[1] عبارت است از:

$$\hat{\sum}_{NW} = (X'X)^{-1}\ \hat{\Omega}\ (X'X)^{-1}$$

$$\hat{\Omega} = \frac{T}{T-K}\left\{\sum_{t=1}^{T} u_t^2\, x_t x'_t + \sum_{v=1}^{q}\left[\left(1-\frac{V}{q+1}\right)\sum_{t=v+1}^{T} x_t u_{t-v} x'_{t-v} + x_{t-v} u_{t-v} u_t x'_t\right]\right\}$$

q پارامتری که ارایه‌کننده تعداد خودهمبستگی استفاده شده در برازش پویایی پس‌ماند OLS است (یعنی U_t).

$$q_t = truncation\ lag$$

۲ـ۴ـ نتایج آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات براساس روش نفتچی

برای آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات سری‌های زمانی در مراحل

۱- نووی و وست، ۱۹۹۴.

مختلف چرخه‌های اقتصادی با استفاده از روش نفتچی، سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سرمایه‌گذاری و رشد این سری‌های زمانی را انتخاب و تغییرات آن را محاسبه می‌کنیم. چنانچه تغییرات آن مثبت بود عدد یک و چنانچه این تغییرات منفی بود عدد ۱- را انتخاب و براساس آن سری زمانی I_t را تعریف می‌کنیم.

به عنوان مثال؛ برای آزمون فرضیه تقارن براساس مؤلفه اول برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی به روش نفتچی به طریق زیر عمل می‌کنیم:

$\{X_t\} = \{gdp\}$ سری زمانی تولید ناخالص داخلی

$$\{I_t\} = \begin{cases} ۱ & \Delta gdp > ۰ \quad \text{اگر} \\ -۱ & \Delta gdp \leq ۰ \quad \text{اگر} \end{cases}$$

با فرض اینکه تولید ناخالص داخلی یک سری زمانی فرایند درجه دوم مارکوف است و با توجه به نمونه که مربوط به آمار سال‌های ۷۸-۱۳۳۸ است، تابع درست‌نمایی را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$L=\pi_{۰}\lambda_{۰۰}^{n_{۰۰}}(۱-\lambda_{۰۰})^{T_{۰۰}}\lambda_{۱۱}^{n_{۱۱}}(۱-\lambda_{۱۱})^{T_{۱۱}}\lambda_{۰۱}^{n_{۰۱}}(۱-\lambda_{۰۱})^{T_{۰۱}}\lambda_{۱۰}^{n_{۱۰}}(۱-\lambda_{۱۰})^{T_{۱۰}}$$

همان طورکه قبلاً توضیح داده شد، λ_{ij} ها حاکی از احتمال انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر است و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$\lambda_{۱۱} = P(I_k = ۱ \mid I_{k-۱} = ۱ , I_{k-۲} = ۱)$

$\lambda_{۰۰} = P(I_k = -۱ \mid I_{k-۱} = -۱ , I_{k-۲} = -۱)$

$\lambda_{۱۰} = P(I_k = ۱ \mid I_{k-۱} = ۱ , I_{k-۲} = -۱)$

$\lambda_{۰۱} = P(I_k = -۱ \mid I_{k-۱} = -۱ , I_{k-۲} = ۱)$

$\pi_{۰} = P(I_۲ = i_۲ \mid I_۱ = i_۱)$

با استفاده از ماکزیمم کردن لگاریتم تابع درست‌نمایی فوق و محاسبه مشتق مرتبه اول آن تخمین $\{ \lambda_{ij} \}$ ها را به صورت زیر خواهیم داشت:[1]

$\hat{\lambda}_{00} = ۰/۹$

$\hat{\lambda}_{01} = ۰/۴۵$

$\hat{\lambda}_{10} = ۰/۵۹$

$\hat{\lambda}_{11} = ۰/۹۲$

با تخمین احتمال انتقال حرکت از یک نقطه به نقطه دیگر در وضعیت رکودی ($\hat{\lambda}_{00} = ۰/۹$) و در وضعیت رونق و بهبود ($\hat{\lambda}_{11} = ۰/۹۲$) برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی، به نظر می‌رسد کاهش در تولید ناخالص داخلی در مرحله رکود سریع صورت می‌گیرد، اما بهبود در آن در مرحله رونق به تدریج و کندی و با تفاوتی اندک رخ می‌دهد؛ یعنی ($\hat{\lambda}_{11} = ۰/۹۲ > \hat{\lambda}_{00} = ۰/۹$). اما همان طور که گفته شد، آزمون فرضیه تقارن باید از طریق محاسبه فاصله اطمینان بیضی صورت گیرد، و لذا احتیاج به محاسبه تقریبی از ماتریس واریانس - کوواریانس احتمال انتقال است که از این‌رو طبق قضیه رائو - کرامر ماتریس $(-H_T)^{-1}$ را محاسبه می‌کنیم. H_T مشتق مرتبه دوم تابع درست‌نمایی نسبت به λ_{00} و λ_{11} است. به این ترتیب، فاصله اطمینان را با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌کنیم:

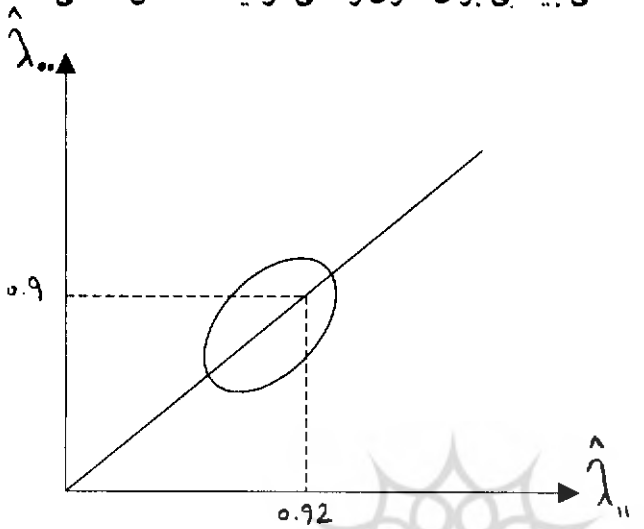
$$(\lambda_{00} - \hat{\lambda}_{00} \ , \lambda_{11} - \hat{\lambda}_{11})(-H_T) \begin{matrix} \lambda_{00} - \hat{\lambda}_{00} \\ \lambda_{11} - \hat{\lambda}_{11} \end{matrix} = \chi^2_k(\alpha)$$

معادله بیضی برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$۶۰(\lambda_{00}-۰/۹)^2 + ۳۴۹/۷(\lambda_{11}-۰/۹۲)^2 - ۴۳(\lambda_{00}-۰/۹)(\lambda_{11}-۰/۹۲) = \chi^2_k(\alpha)$$

۱- π_0 مطابق با یافته‌های نفتچی است.

نمودار ۳: منحنی بیضی برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی



رسم بیضی مذکور با استناد به روش نفتچی، حاکی از تقارن سری زمانی تولید ناخالص داخلی است، چون بیضی رسم شده با خط ۴۵ درجه که برابری احتمال انتقال در وضعیت رکودی و رونق را نشان می‌دهد، نقطه مشترک دارد و، به عبارت دیگر، آن را قطع می‌کند. این به معنای رد فرضیه عدم تقارن این سری زمانی کلان اقتصادی است.

اگر آزمون تقارن را برای سری زمانی رشد سرمایه‌گذاری انجام دهیم، نتایج حاکی از رد فرضیه تقارن برای آن است، به این صورت که:

$\hat{\lambda}_{00} = ۰/۳۶$

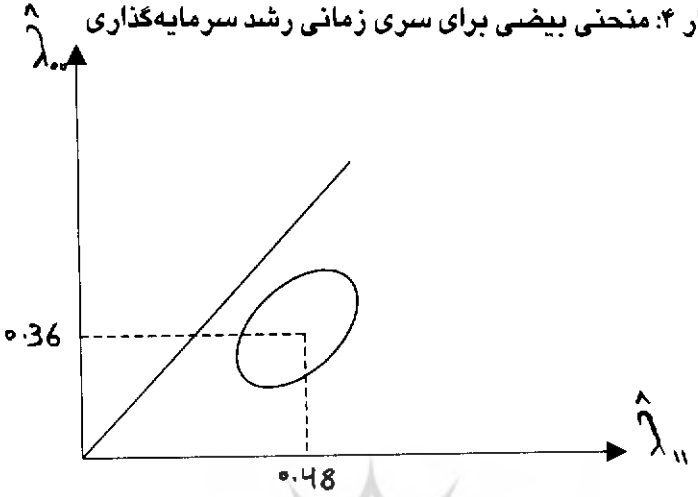
$\hat{\lambda}_{01} = ۰/۵۸$

$\hat{\lambda}_{10} = ۰/۵۴$

$\hat{\lambda}_{11} = ۰/۴۸$

با محاسبه مشتق مرتبه دوم تابع لگاریتم درست‌نمایی نسبت به λ_{11} و λ_{00} و محاسبه فاصله اطمینان بیضوی، منحنی بیضی زیر به دست می‌آید:

نمودار ۴: منحنی بیضی برای سری زمانی رشد سرمایه‌گذاری



این بیضی با خط ۴۵ درجه هیچ نقطه اشتراکی ندارد که بیانگر رد فرضیه تقارن برای آن است. به‌عبارت دیگر، با استناد به نتایج به دست آمده، می‌توان استنباط کرد که کاهش در رشد سرمایه‌گذاری با شدت و سرعت صورت می‌گیرد، در حالی‌که افزایش و بهبود در رشد سرمایه‌گذاری با کندی و ملایمت انجام می‌گیرد و این به منزله صدق پدیدهٔ عدم تقارن در سرعت، برای رشد سرمایه‌گذاری در ایران است.

چنانچه آزمون فرضیه تقارن در سرعت را برای سری زمانی سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار دهیم، با استناد به نتایج به دست آمده از روش نفتچی، فرضیه عدم تقارن برای آن را نمی‌توان رد کرد. احتمالات تخمین زده شده در مراحل مختلف چرخه برای این متغیّر عبارت است از:

$\hat{\lambda}_{00} = ۰/۵۶$

$\hat{\lambda}_{01} = ۰/۶۴۴$

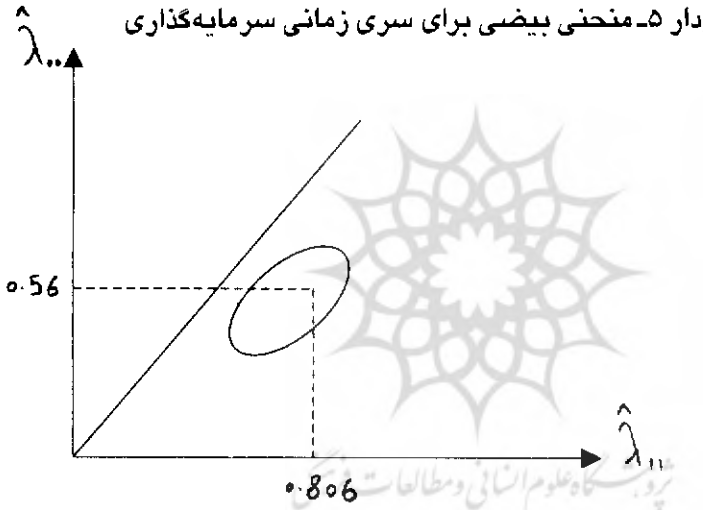
$\hat{\lambda}_{10} = ۰/۷۱$

$\hat{\lambda}_{11} = ۰/۸۰۶$

به‌رغم آنکه تخمین احتمال انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر، در دوره‌ی

رونق و بهبود بزرگ‌تر از احتمال انتقال تخمین زده شده در وضعیت رکود است، اما فرضیه تقارن برای سری زمانی سرمایه‌گذاری باید مورد آزمون قرار گیرد. مطابق با نمودار زیر، فرضیه عدم تقارن را برای این سری زمانی نمی‌توان رد کرد، زیرا که بیضی رسم شده با خط ۴۵ درجه که برابری احتمالات را نشان می‌دهد، دارای هیچ نقطهٔ مشترکی نیست و آن را قطع نمی‌کند.

نمودار ۵ـ منحنی بیضی برای سری زمانی سرمایه‌گذاری



در مطالعه و بررسی پدیده عدم تقارن برای تولید ناخالص داخلی بدون نفت، به نتایج مشابهی مطابق با آنچه که در بررسی تولید ناخالص داخلی دست یافته بودیم، می‌رسیم. به عبارت دیگر، فرضیه تقارن در مورد این سری زمانی را در سطح اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان رد کرد. نتایج تخمین احتمال برای این سری زمانی عبارت است از:

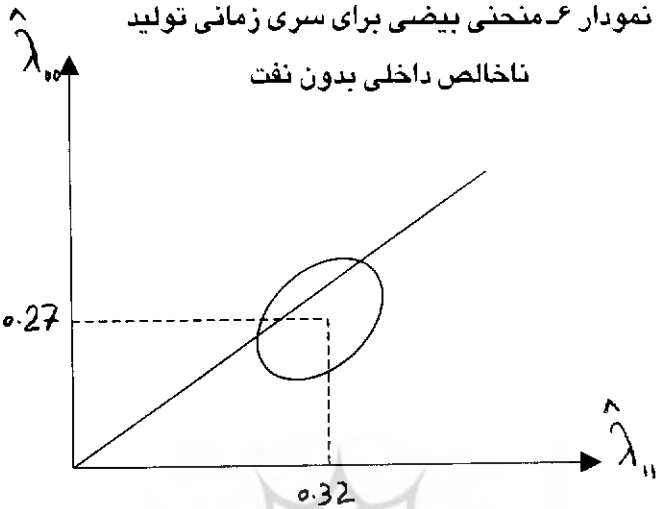
$\hat{\lambda}_{00} = ۰/۲۷$

$\hat{\lambda}_{01} = ۰/۵۳$

$\hat{\lambda}_{10} = ۰/۵۹$

$\hat{\lambda}_{11} = ۰/۳۲$

نمودار ۶ـ منحنی بیضی برای سری زمانی تولید ناخالص داخلی بدون نفت



آزمون فرضیه قرینگی در سرعت تغییرات، برای سری‌های زمانی رشد تولید ناخالص داخلی و رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت، به روش نفتچی انجام گرفت و نتایج حاکی از آن است که؛ فرضیه تقارن در مورد آنها را نمی‌توان رد کرد و این فرضیه تأیید می‌شود.

با استناد به نتایج به دست آمده می‌توان اذعان داشت، به استثنای سری زمانی سرمایه‌گذاری، پدیده عدم تقارن در سرعت تغییرات برای سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته‌اند، به روش نفتچی، صادق نیست و احتمالاً عدم تقارن یک پدیده با درجه اهمیت بسیار بالا در بررسی چرخه‌های اقتصادی نیست[10] و این موضوعی است که در برخی از مطالعات[11] صورت گرفته در کشور امریکایی و OECD دارای تأیید تجربی است.

البته ممکن است که با گسترش حجم نمونه در مورد برخی از سری‌های زمانی کلان اقتصادی و استفاده از اطلاعات ـ به‌طور فصلی و ماهانه ـ بتوان به نتایج متفاوتی دست‌یافت و همان‌طور پدیده نامتقارن بودن سری‌های زمانی در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی را مشاهده کرد. (البته بامعنادارتر شدن ضریب چولگی در روش دیلانگ و سامرز و عدم برابری احتمال انتقال حرکت در مراحل مختلف چرخه در روش نفتچی).

۳-۴-نتایج آزمون فرضیه تقارن در عمق

فرضیه تقارن در عمق برای سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون‌نفت و سرمایه‌گذاری به روش سیشل مورد آزمون قرار گرفت و تأیید شد. به‌عبارت دیگر، رد فرضیه عدم تقارن در عمق برای این سری‌های زمانی (به‌صورت روندزدایی شده) به این معنا است که؛ عمق حضیض اقتصادی با بلندی اوج اقتصادی در اقتصاد ایران تفاوت قابل ملاحظه‌ای ندارد و این موضوع از تأیید تجربی در برخی مطالعات انجام شده برای دیگر کشورها برخوردار است.[۱۲]

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه تقارن در عمق را برای سری‌های زمانی مورد بررسی، ارایه می‌دهد.

جدول ۲-نتایج آزمون فرضیه تقارن در عمق برای سری‌های زمانی مورد بررسی براساس روش سیشل

سری زمانی	$Sk(y^c_t)$ محاسبه ضریب SK برای جزء سیکلی (با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات)	Newey-West Standard ** error	P - * Value
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۲۳	۱/۰۳	۰/۵
تولیدناخالص داخلی بدون‌نفت	۰/۲۳	۱/۰۷۴	۰/۴۲
سرمایه‌گذاری	۰/۴۵	۰/۸۸	۰/۳

* سطح معنادار یک طرفه که می‌توان فرضیه تقارن ($SK\ (y^c_t) = 0$) را در آن ناحیه رد کرد.

** از آن‌جا که ماتریس کوواریانس وایت فرض می‌کند که پس‌ماند معادله برآورد شده، غیرمرتبط با یکدیگر هستند، ما از روش نووی - وست استفاده می‌کنیم که فرض کلی‌تری در مورد ماتریس واریانس - کوواریانس دارد و می‌تواند هم ناهمسانی واریانس و هم خودهمبستگی را همزمان داشته باشد. لذا در جدول، خطای معیار نووی - وست گزارش شده است.

تخمین زننده‌ی ارایه شده در روش نووی - وست (۱۹۸۷) عبارت است از:

$$\hat{\sum}_{NW} = (x'x)^{-1}\hat{\Omega}(x'x)^{-1}$$

$$\hat{\Omega} = \frac{T}{T-K}\left\{\sum_{t=1}^{T} u_t^2 x_t x_t' + \sum_{v=1}^{q}\left[(1-\frac{V}{q+1})\sum_{t=v+1}^{T} x_t u_t u_{t-v} x_{t-v}' + x_{t-v} u_{t-v} u_t x_t'\right]\right\}$$

q پارامتری که ارایه کننده تعداد خودهمبستگی استفاده شده در برازش پویایی پس‌ماند و OLS است (یعنی U_t).

$q_t = truncation\ lag$

۵.نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

هدف این مطالعه بررسی و آزمون فرضیه تقارن سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سرمایه‌گذاری در مراحل مختلف چرخه اقتصادی در ایران است.

آزمون فرضیه تقارن براساس دو مؤلفه مختلف که می‌تواند به‌صورت جدا از یکدیگر و یا همزمان وجود داشته باشد، انجام می‌گیرد: تقارن در سرعت تغییرات سری‌های زمانی در مراحل مختلف چرخه اقتصادی و تقارن در عمق سری زمانی در فازهای رکود و رونق چرخه اقتصادی. باید در نظر داشت که یک سری زمانی به دو جزء روند (غیرایستا) و چرخه (ایستا) قابل تفکیک است، و از آن‌جا که جزء روند نامتقارن و تقریباً همیشه در حال افزایش است. برای آزمون فرضیه تقارن تمرکز به جزء چرخه می‌باشد. از این‌رو، لازم است که ابتدا سری زمانی مورد بررسی با استفاده از فیلتر روندزدایی شود.

در این مطالعه، آزمون فرضیه تقارن در سرعت تغییرات براساس دو روش انجام می‌گیرد. در روش اول که مربوط به دیلانگ و سامرز است، با محاسبه ضریب چولگی تفاضل مرتبه اول سری زمانی روندزدایی شده، این آزمون انجام می‌گیرد. اگر سری زمانی نامتقارن باشد در آن صورت کاهش‌های سریع در سری باید بزرگ‌تر از افزایش‌های ملایم، اما با فراوانی کمتر در آن باشد و به این ترتیب ضریب چولگی تفاضل مرتبه اول جزء چرخه‌ای سری منفی می‌شود. با استناد به نتایج آزمون ضریب

چولگی، فرضیه تقارن در سرعت تغییرات را برای سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت، در مراحل مختلف چرخه اقتصادی نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر سرعت تغییرات تولید ناخالص داخلی در مرحله رونق تفاوت چندانی با سرعت تغییرات آن در مرحله رکود ندارد. این فرضیه نیز برای سری زمانی سرمایه‌گذاری آزمون شد و نتیجه آزمون دیلانگ و سامرز برای این سری زمانی رد می‌شود. به‌این معنا که کاهش در سرمایه‌گذاری در مرحله رکود سریع رخ می‌دهد، در حالی که افزایش آن در مرحله رونق به تدریج و با کندی صورت می‌گیرد.

روش دیگر آزمون فرضیه تقارن، یعنی رد یا تأیید قرینگی در سرعت تغییرات سری زمانی در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی، به روش نفتچی است. در این روش آنچه مورد آزمون قرار می‌گیرد، برابری احتمال انتقال حرکت از نقطه‌ای به نقطه دیگر در مرحله رکود، با احتمال انتقال حرکت از نقطه‌ای به نقطه دیگر در مرحله رونق است. در مورد سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، نمی‌توان فرضیه تقارن را رد کرد. به عبارت دیگر، احتمال انتقال حرکت از نقطه‌ای به نقطه دیگر در مرحله رکود برابر احتمال انتقال حرکت از نقطه‌ای به نقطه دیگر در مرحله رونق است. آزمون فرضیه تقارن در سرعت به روش نفتچی، برای سری زمانی سرمایه‌گذاری رد می‌شود. رد این فرضیه در واقع تأیید عدم تقارن برای سری زمانی سرمایه‌گذاری است، به این معنا که در مرحله رکود، کاهش در سرمایه‌گذاری سریع رخ می‌دهد، اما افزایش و بهبود در سرمایه‌گذاری در مرحله رونق به کندی صورت می‌گیرد که مطابق با نتایج به‌دست آمده در روش دیلانگ و سامرز است.

با استناد به این نتایج، مطابق با اظهارات سیشل به نظر می‌رسد به کارگیری الگوهای خطی برای توضیح واقعیت‌های طرح‌انگیزی[1] شده سری زمانی سرمایه‌گذاری، چندان مناسب نباشد و بهتر است الگوهایی مورد استفاده قرار گیرد که عدم تقارن در سرعت تغییرات این سری زمانی در مراحل مختلف چرخه اقتصادی به

1- Stylized Facts

گونه‌ای در آن لحاظ شده باشد. علت عدم تقارن در سرعت تغییرات سری زمانی سرمایه‌گذاری در مراحل مختلف چرخه اقتصادی، کاهش‌های سریع در دوره رکود و افزایش‌های ملایم در دوره‌ی رونق، را می‌توان به عواملی نظیر، طولانی بودن فرایند تشکیل سرمایه، سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در نحوه تخصیص منابع و اعتبارات، هزینه‌بر بودن ورود به یک صنعت در مقایسه با خروج از آن[۱۳]، بالا رفتن سرعت‌افزایش هزینه‌های مالی و نصب و راه‌اندازی در دوره‌ی بهبود و کاهش شدید هزینه‌های عمرانی در مواقعی‌که دولت با خطر کسری بودجه مواجه است، نسبت داد. همچنین مسئله بی‌ثباتی اقتصادی و عدم وجود امنیت اقتصادی از دیگر عوامل مؤثر در افزایش تدریجی و کُندی سرمایه‌گذاری خصوصی در مرحله رونق اقتصادی است.

چنانچه قبلاً ذکر شد، مؤلفه دیگر برای بررسی تقارن چرخه‌های اقتصادی، قرینگی در عمق است. آزمون فرضیه قرینگی در عمق مطابق با روش سیشل انجام می‌گیرد. برای آزمون این فرضیه، ضریب چولگی سری زمانی روندزدایی شده، حول روند بلندش محاسبه می‌شود. چنانچه، به عنوان مثال؛ سری زمانی تولید ناخالص داخلی روندزدایی شده، عدم تقارن در عمق را نشان دهد، آنگاه ماکزیمم انحراف یک دوره‌ی رونق از روند تولید با ماکزیمم انحراف یک دوره‌ی رکود از روند تولید برابر نبوده و نامتقارن است. در این صورت، ضریب چولگی سری زمانی روندزدایی شده‌ی تولید ناخالص داخلی نسبت به روند بلندمدتش منفی خواهد بود. منفی شدن ضریب چولگی به این علت است که در صورت وجود پدیده عدم تقارن در عمق، مشاهدات کمی وجود دارد که نسبت به مشاهدات بالای میانگین، پایین‌تر از میانگین قرار می‌گیرد، اما متوسط انحراف مشاهداتی که پایین میانگین قرار گرفته‌اند، از متوسط انحراف مشاهداتی که بالای میانگین است بزرگ‌تر می‌باشد و این امر سبب منفی شدن ضریب چولگی می‌شود.

فرضیه تقارن در عمق براساس روش سیشل را نمی‌توان برای سری‌های زمانی روندزدایی شده تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و

سرمایه‌گذاری در ایران رد کرد. به این معنا که عمق حضیض اقتصادی با بلندی اوج اقتصادی تفاوت قابل ملاحظه‌ای ندارد. بنابراین، فرضیه عدم تقارن در عمق در اقتصاد ایران برای سری‌های زمانی فوق تأیید نمی‌شود.

خلاصه‌ی نتایج آزمون فرضیه تقارن براساس دو مؤلفه تقارن در عمق و تقارن در سرعت تغییرات در جدول ۳ ارایه می‌شود.

جدول ۳ـ نتایج آزمون فرضیه تقارن براساس دو مؤلفه تقارن در سرعت تغییرات و تقارن در عمق

فرضیه تقارن در عمق	فرضیه تقارن در سرعت تغییرات		سری زمانی
روش سیشل	روش نفتچی	روش دیلانگ و سامر	
تأیید می‌شود (عدم تقارن رد می‌شود)	تأیید می‌شود	تأیید می‌شود	تولید ناخالص داخلی
تأیید می‌شود	تأیید می‌شود	تأیید می‌شود	تولید ناخالص داخلی بدون نفت
تأیید می‌شود	رد می‌شود	رد می‌شود	سرمایه‌گذاری

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

برای تدوین سیاست‌های مدیریت اقتصاد کلان (سیاست‌های تثبیت)، دانش رفتار چرخه‌ها و تقارن (یا عدم تقارن) سری‌های زمانی در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی حایز اهمیت است. جدا از اهمیت واقعیت‌های طرح‌ریزی شده که در کارهای تحقیقی انجام شده قبلی در ایران (جلالی نائینی، ۱۳۷۶؛ جلالی نائینی، ۱۹۹۹؛ جلالی نائینی و سوری، ۲۰۰۰؛ ختایی و دانش جعفری، ۱۳۸۰) به دست آمده است، بررسی رفتار متقارن و یا نامتقارن سری‌های زمانی در مراحل مختلف چرخه‌های اقتصادی که در این مطالعه مورد آزمون قرار گرفت، در تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی در خور اهمیت است. زیرا در صورت تأیید پدیده عدم تقارن در چرخه‌های اقتصادی، مدل‌های خطی به دلیل عدم توانایی در ایجاد نوسان‌های نامتقارن، کارایی خود را در

پیش‌بینی‌هایی که از سوی سیاست‌گذاران اقتصادی انجام می‌گیرد از دست می‌دهند. اما با توجه به نتایج آزمون فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی در این مطالعه، می‌توان اذعان داشت که نتایج به‌دست آمده از مطالعه نوسان‌های کلی اقتصاد در چارچوب روش‌شناسی فریش - اسلاتسکی که قبلاً انجام شده است همچنان معتبر بوده و می‌توانیم برای الگو کردن رفتار چرخه‌های اقتصادی در اولین تقریب از الگوهای خطی استفاده کنیم. همچنین، به‌نظر می‌رسد پدیده عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی یک پدیده با درجه اهمیت بسیار بالا در بررسی رفتار چرخه‌های اقتصادی نباشد، اما اگر با دست‌یابی به روش‌های جدید آماری و یافتن آماره‌های آزمون‌کننده قوی‌تر و عمومی‌تر بتوانیم فرضیه تقارن چرخه‌های اقتصادی را رد کنیم، در بررسی رفتار چرخه‌های اقتصادی، دیگر متقارن فرض کردن چرخه‌ها و استفاده از الگوهای خطی برای مدل کردن رفتار آنها، پایه علمی نخواهد داشت و نمی‌توان نه برای تجزیه و تحلیل نوسان‌های اقتصادی و نه برای پیش‌بینی آنها از مدل‌هایی که فروض فوق را به رفتار چرخه‌های اقتصادی تحمیل می‌کنند، استفاده نمود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشت‌ها:

1- Neftci, Salih N.(1984), "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, Vol.92, No.2, 307-28.

2- Delong, J. Bradford, and Summers, Lawrence H.(1986), "Are Business Cycles Symmetric?", (ed.) R. Gordon, *Continuity and Change*, (Chicago: University of Chicago Press), 166-179.

3- Morgan, Donald P.(1993), "Asymmetric Effects of Monetary Policy", *Economic Review*, Vol.78 (Second Quarter), 21-33.

4- Ball, Laurence, and Mankiw, N. Gregory (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *The Economic Journal*, Vol.104, 247-261.

5- Abel, A.B., and Eberly, C.(1994), "A Unified Model of Investment Under Uncertainty", *American Economic Review*, Vol.84, 1369-84.

6- Delong, J. Bradford, and Summers, Lawrence H.(1986), "Are Business Cycles Symmetric?", (ed.) R. Gordon, *Continuity and Change*, (Chicago: University of Chicago Press), 166-179.

7- Thoma, Mark A.(1999), "Subsample Instability and Asymmetries in Money - Income Causality", *Journal of Econometrics*, Vol.64, 279-306.

8- Baldwin, R. and Krugman, P. (1986), "Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks", W.P. *Massachusetts Institute of Technology*.

9- Sichel, Daniel E.(1993), "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look", *Economic Inquiry*, Vol. XXXI (April), 224-236.

10- Delong, J. Bradford, and Summers, Lawrence H.(1986), "Are Business Cycles Symmetric?", (ed.) R. Gordon, *Continuity and Change*, (Chicago: University of Chicago Press), 166-179.

11- Sichel, Daniel E.(1993), "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look", *Economic Inquiry*, Vol. XXXI (April), 224-236.

12- Ibid.

13- Chetty, V.,& Heckman, J.(1985), "A Dynamic Model of Aggregate Output Supply", *NORC Discussion Papers*.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی