فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۴

سال بیست و پنجم، زمستان ۱۳۹۶، صفحات ۲۵۵ - ۲۲۵

شناسایی ادوار تجاری
با استفاده از شاخص ترکیبی پیشرو در اقتصاد ایران

زینت گلی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)

Zinat_goli@ yahoo.com

ابراهیم صیامی عراقی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی

ebrahimsiami@gmail.com

متغیرهای اقتصادی را می‌توان از منظر زمان تأثیرگذاری بر ادوار تجاری به سه دسته نماگرهای پیشرو، همزمان و تاخیری تقسیم بندی نمود. نماگرهای پیشرو، به آن گروه از سری های اقتصادی گفته می‌شود که انتظار می‌رود قبل از تحولات رونق و رکود اقتصادی تغییر جهت دهند و نشانه‌ای برای روندهای آینده اقتصاد باشند. در این پژوهش شاخص ترکیبی پیشرو از میان ۱۳ نماگرهای پیشرو شناسایی شده برای اقتصاد ایران با ترکیب نماگرهای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص کل سهام، درآمدهای نفتی، سرمایه گذاری در ساختمان‌های نیمه تمام ساخته شد. جهت ارزیابی عملکرد نماگر پیشرو ترکیبی(CLI) و پیش بینی درون نمونه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۷۶/۲- ۱۳۹۳/۳ از مدل مارکف سوییچینگ استفاده گردید. متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته، وقفه‌های اول تا چهارم CLI و وقفه‌های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیرهای مستقل و CLI نیز به عنوان متغیرهای تغییر رژیم در نظر گرفته شدند. از جمله توصیه‌های سیاستی این پژوهش توجه سیاستگذاران به نماگرهای هشداردهنده اقتصادی به ویژه در شرایط رکودی، عدم اتکا به روند یک نماگر پیشرو منفرد با توجه به تفاوت منبع ادوار تجاری و لحاظ نماگر پیشروی ترکیبی جهت اتخاذ سیاست‌های اقتصادی صحیح، می‌باشند.

طبقه‌بندی JEL: C51 ,C43 ,E32

واژگان کلیدی: ادوار تجاری، نماگرهای پیشرو، شاخص ترکیبی پیشرو، مدل مارکف سوئیچینگ.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۷

۱. مقدمه

در طول زمان، دوره هایی وجود دارد که اقتصاد در حال رونق بوده و متعاقب آن در وضعیت رکود قرار می گیرد به این نوسانات اقتصادی که به صورت رکود و رونق می باشد و در اطراف مسیر رشد بلند مدت اقتصادی شکل می گیرد و مسیر مذکور را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ادوار تجاری اطلاق می گردد. اهمیت ادوار تجاری و شناخت علل بروز این نوسانات می تواند سیاست های کلان اقتصادی را به صورت مطلوب‌تر در راستای ثبات اقتصادی و کاهش انحراف رشد اقتصادی از مسیر بلند مدت هدایت نماید. در مطالعات نظری متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر ادوار تجاری را می‌توان بر اساس متغیرهای واقعی، پولی، مالی و قیمتی تقسیم بندی نمود. متغیرهای واقعی عمدتا در نظریاتی مانند، ادوار تجاری واقعی و سرمایه گذاری بیش اندازه مطرح می‌باشند. متغیرهای پولی نیز توسط نظریات اطریشی ادوار تجاری، تئوری تعادل پولی ادوار تجاری و تئوری عدم تعادل پولی ادوار تجاری حمایت می‌شوند. متغیرهای مالی نیز توسط تئوری شتاب مالی و متغیرهای قیمتی در نظریه ادوار تجاری نئوکینزین‌ها مورد تاکید قرار گرفته‌اند. از طرف دیگر برای تحلیل و پیش بینی شرایط رونق و رکود اقتصادی، ادوار تجاری به سه دسته پیشرو، همزمان و تاخیری تقسیم می گردند و در این میان نماگر پیشرو مهمترین دسته از نماگرهای اقتصادی است که پویایی‌های آینده اقتصاد را توصیف کرده و نسبت به تغییرات شرایط اقتصادی حساس می‌باشد (درگاهی، ۱۳۹۲). رویکرد استفاده از نماگر پیشرو اولین بار توسط میشل و برنز[1] (۱۹۳۸) و برنز و میشل[2] (۱۹۴۶) در تحلیل های اقتصادی به کارگرفته شد. از آن زمان استفاده از این نماگر در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی توجه زیادی را به‌خصوص در میان سیاستگذاران به خود جلب کرده است. اقتصاددانان نگرش‌های متفاوتی را درخصوص نماگر پیشرو مطرح کرده‌اند که اولین آنها انتقاد کوپمنس[3] (۱۹۴۷) از اثر برنز و میشل

1. Mitchell and Burns
2. Burns and Mitchell
3. Koopmans

است. نتیجه این بحث ها، ایجاد ادبیات وسیعی در زمینه های مختلف نماگرهای پیشرو شامل؛ انتخاب و ارزیابی بهترین نماگر و روش‌های تخصصی پیچیده تر جهت ارتباط با متغیرهای هدف بوده است.

با توجه به مطالب بالا هدف مقاله حاضر ساخت نماگر پیشرو برای اقتصاد ایران و بررسی نحوه عملکرد آن جهت پیش‌بینی دوره‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران است. بنابراین در بخش دوم مقاله حاضر به بررسی مبانی نظری نماگرهای پیشرو و روشهای ساخت شاخص ترکیبی پیشرو و پیش‌بینی ادوار تجاری با استفاده از شاخص مذکور پرداخته خواهد شد. در بخش سوم پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار خواهد گرفت و بر این اساس، مدل تحقیق معرفی و با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران شاخص پیشروی ترکیبی مورد برآورد قرار خواهد گرفت. همچنین برای بررسی عملکرد شاخص ترکیبی برآورده شده با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ به پیش بینی درون نمونه‌ای ادوار تجاری پرداخته خواهد شد و بخش پایانی مقاله به نتیجه‌گیری و پیشنهادات برای مطالعات آتی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

رویکرد استفاده ازنماگرهای پیشرو اولین بار توسط میشل و برنز (۱۹۳۸) و برنز و میشل (۱۹۴۶) درتحلیل های اقتصادی به کارگرفته شد. هنگام انتخاب مقدار هدف فعالیت کل و نماگرهای پیشرو، دو موضوع مطرح می‌گردد:

- انتخاب متغیر مناسب
- پذیرش اصول زمانی جهت شناسایی اوج و حضیض در سری‌ها و دوره های رکود و رونق اقتصادی مرتبط با آنها و طول دوره وقوع

انتخاب مناسب متغیر با ادوار کلاسیک و ادوار رشد یا انحراف مرتبط است. در ادوار انحراف، تمرکز بر انحراف متغیر هدف از روند نرخ رشد می‌باشد در حالی‌که ادوار کلاسیک بر سطح متغیر هدف متکی است. نقطه شروع ساخت نماگرهای پیشرو انتخاب متغیر هدف (متغیرهایی که فرض می‌شود توسط نماگرها هدایت می‌شوند) می‌باشد. متغیر هدف برای نماگرهای پیشرو می‌تواند یک متغیر منفرد (مانند تولید ناخالص داخلی یا تولید صنعتی) یا یک شاخص همزمان ترکیبی باشد. برنز و میشل (۱۹۴۶) پیشنهاد نمودند که "یک چرخه شامل رونق هایی است که در زمان‌های تقریبا مشابه در

بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی رخ می‌دهد". در اغلب مطالعات انجام شده از نماگر پیشروی منفرد با توجه به متفاوت بودن خصوصیات و منابع مختلف رکودها (بر اساس تئوریهای اقتصادی و تجربیات) مورد استفاده قرار نمی‌گیرد. به عنوان مثال دو رکود آمریکا در اوایل دهه ۱۹۸۰ بیشتر به دلیل سیاست انقباضی پولی و رکود ۱۹۹۱ به دلیل بدتر شدن جو انتظارات ناشی از اولین جنگ عراق و رکود ۲۰۰۱ به دلیل ترکیدن حباب بازار سهام و به طور کلی تر ناشی از سرمایه‌گذاری بیش از اندازه رخ داده‌اند. در حوزه اروپا، رکود ۱۹۹۳-۱۹۹۰ برخلاف رکودهای قبلی طولانی‌تر بود و از ابتدای ۱۹۹۰ آغاز و تا ۱۱ فصل ادامه یافت. از این رو ترکیبی از نماگرهای پیشرو می‌تواند در دریافت نشانه‌های آتی از بخش‌های مختلف اقتصاد سودمندتر باشد. ساخت شاخص ترکیبی مستلزم چندین مرحله است و باید در چارچوب غیرمدلی یا مدل اقتصادسنجی خاص و همراه با متغیر هدف به‌کار برده شود. نماگرهای که بر مبنای اقتصاد سنجی نمی‌باشند به آسانی ساخته، توضیح و تفسیر می‌گردند که این ویژگی‌ها به خصوص برای عموم مردم و سیاستگذاران بسیار ارزشمند می‌باشند. علاوه بر این، ساده‌سازی اغلب یک مزیت برای پیش بینی می باشد. از دیدگاه اقتصادسنجی، نماگرهای پیشروی ترکیبی ساخته شده با استفاده از فرآیند فوق الذکر با انتقادات متعددی مواجه هستند. به عنوان مثال، هیچ مرجع موثقی برای متغیر هدف در جریان ساخت نماگر پیشروی ترکیبی وجود ندارد، سیستم وزن‌دهی در طول زمان ثابت بوده و اغلب به دلیل موضوعات آماری مانند تغییر در فرآیند تولید نماگر یا عملکرد نامناسب گذشته، مورد بازبینی دوره‌ای قرار می‌گیرد.

در روش‌های مبتنی بر مدل یا اقتصاد سنجی اساساً، هر جزء شاخص باید با دقت بر مبنای الزامات بیان شده در بالا انتخاب و به‌درستی از طریق تعدیلات فصلی و حذف مشاهدات دورافتاده و روش‌های فیلترکردن مانند هدریک-پرسکات، باکستر-کینگ[1] و... ادوار تجاری استخراج گردد. روش های مبتنی بر مدل در دو گروه اصلی مدل های عاملی پویا و مدل‌های مارکوف سوییچینگ دسته بندی کرد.

1. Baxter and King

مدل‌های عاملی پویا توسط گویک[1] (۱۹۷۷) و سارجنت و سیمز[2] (۱۹۷۷) گسترش یافتند اما استفاده از آنها در بیشتر تحلیل‌های ادوار تجاری پس از انتشار مقاله استاک و واتسون[3] (۱۹۸۹) درخصوص ایجاد پایه احتمالاتی رسمی برای نماگرهای همزمان و پیشروی برنز و میشل معروف گردید. منطق رویکرد مذکور این است که مجموعه‌ای از متغیرها به‌واسطه تعداد محدودی از نیروهای مشترک و مؤلفه‌های ویژه که با متغیرهای مورد بررسی ناهمبسته هستند، هدایت می‌شوند. استاک و واتسون(۱۹۸۹) یک شاخص همزمان فعالیت اقتصادی را به عنوان عامل غیرقابل مشاهده در مدل عاملی پویا برای چهار نماگر همزمان تولید صنعتی، درآمد قابل تصرف واقعی، ساعات کار و فروش برآورد کردند.

بزرگترین انتقاد سیمز (۱۹۸۹) در نقد استاک و واتسون(۱۹۸۹)، استفاده از مدل آماری پارامتر ثابت است (برآورد شده با روش کلاسیکی بجای بیزین). این نقد به بحث قدیمی خصوصیات چرخه تجاری به عنوان پدیده برونزا (یعنی ایجاد شده بواسطه وارد شدن شوک های برونزا و انتشار آنها از طریق مدل خطی) در مقابل پدیده ذاتی (یعنی ایجادشده توسط گسترش غیرخطی متغیرهای درونزا) ارتباط دارد. مشکل اصلی در دیدگاه آخر (لحاظ دوره های رکود و رونق به عنوان دو دوره متفاوت) این است که به سختی در چارچوب آماری ساده و قابل آزمون قرار داده می‌شود. این موضوع توسط همیلتون[4] (۱۹۸۹) مورد توجه قرار گرفت. بر این اساس در مدل مارکوف سوییچینگ همیلتون (۱۹۸۹) نرخ رشد متغیرها به وضعیت ادوار تجاری وابسته بوده و به صورت زنجیره مارکوف مدل سازی می‌شود. همانند تحلیل مبتنی بر مدل عاملی، مجددا یک نیروی غیرقابل مشاهده منفرد وجود دارد که باعث تکامل نماگرها شده، گسسته بوده و مستقیماً متغیرها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، بلکه به‌طور غیرمستقیم رفتار آنها را تعیین می‌کند و می‌تواند به میزان قابل ملاحظه ای در دوره های مختلف چرخه تغییر کند.

1. Geweke
2. Sargent and Sims
3. stock and Watson
4. Hamilton

همیلتون(۱۹۸۹) نیز مانند استاک و واتسون(۱۹۸۹)، تحقیقات شایان توجهی را ارائه کرد. همچنین بایستی به تحقیقات دی بولد و رودبوش[1] (۱۹۹۶) اشاره نمود که پارامترهای مدل عاملی مطالعه استاک و واتسون(۱۹۸۹) را قادر به تغییر در چرخه تجاری مطابق با فرایند مارکوف می‌سازد. کیم و نلسون[2] (۱۹۹۸)، مدل مذکور را در چارچوب بیزی با استفاده از نمونه گیر گیبز برآورده کردند و هر دو انتقاد سیمز را مورد توجه قرار دادند. متأسفانه هر دو پژوهش به ساخت نماگرهای همزمان محدود شده و موضوع نماگرهای پیشرو را در نظر نگرفتند.

۳. مروری بر مطالعات تجربی

ایورهارت و دوال هرناندز[3](2002) با ساخت شاخص ترکیبی پیشرو به پیش بینی فعالیت اقتصادی در لیتوانی پرداختند. این سیکل نتیجه انحرافات اقتصاد از روند بلندمدت آن می‌باشد بنابراین فاز انقباضی به معنی کاهش در نرخ رشد اقتصادی و نه ضرورتا کاهش مطلق در فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد. برای این تحلیل ضروری است تا یک نماگر از فعالیت اقتصادی(معمولاً تولید صنعتی) و نیز مجموعه‌ای از نماگرها جهت ساخت CLI که سری مرجع را پیش بینی می‌کند، انتخاب شوند. انتخاب اجزاء نماگر پیشرو به کارایی پیش بینی سری‌ها و اهمیت اقتصادی آنها بستگی دارد. پس از انتخاب، متغیرهای مرتبط در یک شاخص پیشرو ترکیبی که نماگر تولید صنعتی روندزدایی شده را پیش‌بینی می‌کند، تجمیع می‌شوند. برای روند زدایی سری‌ها از فیلتر هدریک و پرسکات (HP) استفاده می‌گردد. این روش، یک تکنیک هموار کننده است که سری‌های فصلی زدایی شده را به اجزاء سیکل و روند تجزیه می‌کند. یکی از مزیت‌های فیلتر HP، فراهم نمودن تخمین‌های منطقی از روند بلندمدت سری‌ها می‌باشد. مراحل انجام فرایند به شرح زیر است:

۱. انتخاب سری‌های مرجع جهت پیش بینی
۲. تعیین سیکل‌های سری‌های مرجع بعد از تعدیل اثرات فصل و روند

1. Diebold and Rudebusch
2. Kim and Nelson
3. Everhart and Duval-Hernandez

۳. انتخاب اجزا CLI بر اساس جدول تقدم/تاخر، همبستگی نگار متقاطع
۴. تخمین فرم فصلی زدایی شده سری‌های منتخب
۵. روند زدایی سری‌های فصلی زدایی شده شاخص پیشرو ترکیبی با فیلتر HP
۶. هموارسازی اجزاء سیکلی با MCD[1] میانگین متحرک و تعدیل متوسط دامنه سیکلی آنها با میانگین استاندارد
۷. تجمیع اجزاء در یک شاخص ترکیبی پیشرو
۸. مقایسه سریهای مرجع و CLI در فرم روندزدایی شده.

سری‌های منتخب در این مقاله شامل نرخ بیکاری، شبه پول، شاخص بازار سهام، وجوه وام دهی دولت در حساب سپرده بانک‌ها، نرخ ارز مؤثر واقعی، نرخ ارز مؤثر واقعی، سپرده‌های ارزی در سیستم بانکی، دارایی‌های خارجی و اعتبار داخلی می‌باشند.

کاریرو و مارسلینو[2] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای روش‌های ساخت شاخص‌های پیشرو و هم‌زمان ترکیبی برای کشور انگلستان را مقایسه و مزیت‌های نسبی مدل‌های عاملی و مارکف سوییچینگ را برای ساخت شاخص های پیشرو و همزمان ارزیابی نمودند. متغیرهایی که در شاخص همزمان ترکیبی برای انگلستان استفاده شده بسیار مشابه با مطالعه مارسلینو(۲۰۰۵) برای آمریکا و همین طور کمیته کنفرانس بوده و شامل تولید صنعتی، فروش جزیی، اشتغال و درآمد قابل تصرف حقیقی خانوار برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۸ با تواتر ماهانه می‌باشد.

از مهمترین یافته این مقاله برای پیش‌بینی‌های اقتصادی آن است که می‌بایست توجه بیشتری به ساخت شاخص‌های پیشرو ترکیبی نسبت به شاخص‌های همزمان صورت گیرد. علاوه بر این، انتخاب اجزا شاخص به دلیل تغییر بهترین نماگرهای پیشرو طی زمان از اهمیت بسزایی برخوردار است. نهایتاً، فرایند پیش بینی نقاط عطف می‌بایست بهبود یابد زیرا بسیاری از روش‌های موجود نتایج مناسب سیستماتیکی را ارائه نمی‌دهند.

1. Months for Cyclical Dominance
2. Carriero and Marcellino

وسلینو[1] (۲۰۱۲) در مقاله ای به ساخت نماگرهای ترکیبی همزمان و پیشرو جدیدی برای سیکل تجاری بلغارستان پرداخته است. روش بری- بوشان برای تعیین نقاط عطف در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۰ به صورت ماهانه استفاده شده است.

مؤلفه‌های به‌کارگرفته شده برای ساخت نماگر پیشرو شامل فضای کسب وکار در صنعت، فضای کسب وکار در ساختمان، فضای کسب وکار در خرده فروشی، فضای کسب وکار در خدمات، ظرفیت‌های خالی و شاخص بورس اوراق بهادار بلغارستان می‌باشد. نماگر پیشرو از روش‌شناسی کمیته کنفرانس برای ساخت نماگر ترکیبی، ساخته شده است. روش بری-بوشان که جهت سالیابی سیکل‌های تجاری بلغارستان به کار گرفته شد جواب دقیقی را در تعیین نقاط عطف رکودها طی دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۰ داشته است. سیکل‌های تجاری ملی به نظر می‌رسد نسبت به سیکل‌های منطقه یورو قبل از ژانویه سال ۲۰۰۷ با تأخیر و بعد از آن زودتر اتفاق افتاده‌اند. رکود بزرگ اخیر برای بلغارستان در ماه ژوئن ۲۰۰۷ آغاز شد و تا مارس ۲۰۱۱ همچنان ادامه دارد. نماگرهای پیشرو این علامت را می‌دهند که رکود بزرگ در بلغارستان در آینده ای نزدیک پایان خواهد پذیرفت.

درگاهی(۱۳۸۳) در پژوهشی با عنوان شناسایی شاخص‌های پیشرو ساخت شاخص ترکیبی تجزیه و تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از الگوهایARMA ، فیلتر کالمن، VAR و VECM به شناسایی متغیرهای پیشرو و همزمان و عملکرد متغیرهای پیشرو در تعیین ادوار تجاری پرداخت. در این پژوهش ابتدا جهت شناسایی متغیرهای پیشرو و همزمان از الگوی ARMA و فیلتر کالمن برای استخراج اجزا دورانی استفاده شد و جهت تعیین همزمان یا پیشرو بودن همبستگی متقابل بین اجزا دورانی سری‌های مورد نظر با سری دورانی تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار گرفت. سپس با استفاده از نتایج به‌دست آمده در یک فرایند تکراری متغیرهای پیشرو وارد یک الگوی پایه شده‌اند و براساس معیارهای انتخاب مدل بهترین الگو که برای پیش بینی تحولات آینده اقتصاد ایران مناسب است، برگزیده شد. در این تحقیق فرآیند مذکور با استفاده از سطح متغیرها و الگوی هم‌انباشتگی

1. Vesselinov

یوهانسن و VECM مورد ارزیابی قرار گرفت و نتایج به‌دست آمده حاکی از برتری الگوی VECM نسبت به VAR می‌باشد.

جهانگرد و فرهادی کیا(۱۳۸۷) به منظور پیش بینی اقتصادی، از روش متغیرهای پیشرو در اقتصاد ایران استفاده کرده‌اند. برای این منظور با توجه به تعاریف و روش‌های شناخته شده بین‌المللی و ویژگی‌های اقتصاد ایران، شاخص‌های ترکیبی آینده نگر و همزمان، بر اساس روش NBER برای دوره بهار ۱۳۶۷ تا زمستان ۱۳۸۶ را با استفاده از داده‌های فصلی بانک مرکزی جمهوری محاسبه کرده و با استفاده از الگوهای ARMA، الگوی اقتصادی تجربی برای پیش بینی دوره‌های آتی اقتصاد ایران را برآورد کرده‌اند. متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی را با روش‌های نظری، نموداری و آزمون همبستگی تعیین کرده که در بین آنها، از متغیرهای ارزش افزوده بخش صنایع و معادن، هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، موجودی انبار، واردات کالا، صادرات نفت، شاخص قیمت مصرف کننده، نقدینگی، شاخص کل بورس سهام و کسری بودجه به‌عنوان متغیرهای تشکیل دهنده شاخص‌های ترکیبی استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگو، پیش بینی می‌شود رونق به وجود آمده از سال‌های قبل نیز تا سال ۱۳۸۶ ادامه یابد، ولی این روند درسال ۱۳۸۷ و سال ۱۳۸۸ کند خواهد شد.

طیب نیا و تقی مولایی (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان برخی حقایق ادوار تجاری در اقتصاد ایران با روش‌های مختلف جدا سازی روند از ادوار، امکان بررسی خصوصیات ادواری سری‌های زمانی از زوایای مختلف را ارائه می‌کند. با این شیوه می‌توان بررسی کرد که آیا رویکردهای متفاوت به پدیده دورتجاری قادر است اطلاعات مفیدی را به منظور فهم بهتر رفتار متغیرهای اقتصادی در ادوار تجاری در اختیار قرار دهد یا خیر. در این مقاله به دنبال بررسی خصوصیات ادواری اقتصاد ایران با استفاده از روش‌های مختلف روندزدایی و مقایسه نتایج در این زمینه هستیم. شواهد نشان می‌دهد که لحاظ کردن یک فرایند ریشه واحد برای روند تولید و اجزای آن هنگام استخراج اجزای ادواری، تأثیر قابل توجهی بر نظم‌های آماری بین جزء ادواری متغیرهای مهم اقتصاد کلان دارد. این موضوع هم در خصوص تشخیص دوره‌های رونق و رکود و هم پراکندگی و هم حرکتی متغیرها مصداق دارد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که همسویی رفتار مصرف، سرمایه‌گذاری و دستمزد واقعی و

همچنین، تقدم و تأخر سرمایه‌گذاری و واردات به فروض در نظر گرفته شده برای روند متغیرها (تفاضل پایا بودن و یا نبودن) بستگی دارد. همچنین نتایج بیانگر آن است که سطح عمومی قیمت‌ها در ایران رفتاری ضد سیکلی و صادرات و واردات رفتاری موافق سیکلی دارند. از نظر تقدم و تأخر زمانی نیز در همه روش‌ها صادرات واکنشی متأخر نسبت به تولید دارد و غالب نتایج رفتار واردات را پیشرو و رفتار سطح عمومی قیمت‌ها را متأخر نسبت به تولید ارزیابی می‌کنند.

٤. ساخت شاخص پیشرو ترکیبی و برآورد مدل

براساس تئوری‌های ادوار تجاری، نماگرهای اقتصادی اثر گذار در قالب نماگرهای بخش واقعی اقتصاد، پولی، مالی و قیمتی انتخاب شده‌اند. از این رو، رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر هدف و متغیرهای رشد درآمدهای نفتی، رشد درآمدهای مالیاتی، رشد سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های نیمه تمام، رشد سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های شروع شده، رشد سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های تکمیل شده، رشد سرمایه‌گذاری در ماشین آلات، رشد نرخ ارز واقعی بازار غیر رسمی، رشد نقدینگی واقعی، رشد شاخص قیمت تولید کننده، رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده در مناطق شهری، رشد پروانه‌های بهره برداری ازواحدهای صنعتی، رشد جواز تاسیس واحدهای صنعتی، رشد شاخص قیمت سهام، رشد شاخص کل سهام، رشد مانده تسهیلات اعطایی به بخش‌های اقتصادی به عنوان سری‌های مرجع انتخاب گردیدند. جهت بررسی رابطه متغیر هدف و سری‌های مرجع از منظر پیشرو، همزمان و تاخیری بودن و رفتار سریهای مرجع در ادوارتجاری از همبستگی متقابل استفاده شده است.

جدول ۱. پیشرو ، همزمان و تاخیری بودن سری های مرجع

متغیر	همزمان	Lag	Lead	وقفه	جهت
نرخ ارز بازار آزاد	۰/۵۰۶۱	–	–	–	مخالف
سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های نیمه تمام	–	–	۰/۱۷۷۴	۴	موافق
سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های شروع شده	–	–	۰/۲۵۴۱	۴	موافق
سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های تکمیل شده	–	–	۰/۳۶۰۴	۱	مخالف
نقدینگی	–	–	۰/۲۱۲۳	۳	موافق
درآمدهای نفتی	–	–	۰/۱۸۳۲	۳	موافق
پروانه بهره برداری از واحدهای صنعتی	–	–	۰/۳۴۲۲	۲	موافق
شاخص قیمت تولید کننده	–	–	۰/۳۰۱۵	۱	مخالف
تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده در مناطق شهری	–	–	۰/۳۸۳۵	۴	موافق
شاخص کل قیمت سهام	–	–	۰/۱۷۹۲	۳	مخالف
شاخص قیمت سهام صنعت	–	۰/۱۰۷۰	–	۴	موافق
درآمد مالیاتی	–	–	۰/۱۸۳۳	۳	موافق

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به خروجی‌های به‌دست آمده تنها نرخ ارز بازار آزاد به عنوان نماگر همزمان و شاخص قیمت سهام صنعت به عنوان نماگر تاخیری شناخته شده‌اند و سایر سری‌ها، نماگرهای پیشرو بوده‌اند. از سوی دیگر، سری‌های شاخص کل قیمت سهام، شاخص قیمت تولیدکننده، سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های تکمیل شده و نرخ ارز بازار آزاد دارای علامت مخالف با تولید ناخالص داخلی و سایر سری‌ها دارای علامت موافق با تولید ناخالص داخلی بوده‌اند. شاخص قیمت سهام نماینده بازار سرمایه در شاخص پیشرو ترکیبی ساخته شده‌است. با توجه به اینکه بازار سرمایه تحت تأثیر رویدادهای سیاسی و اقتصادی قرار دارد، دولت می‌تواند با ایجاد فضای اطمینان بخش، باعث رونق این بازار و به تبع آن افزایش طول دوره‌های رونق در اقتصاد گردد.

پس از شناسایی نماگرهای پیشرو، جهت ساخت شاخص ترکیبی پیشرو لازم است تا روند و سیکل نماگرهای پیشرو تجزیه شوند. تجزیه سیکل و روند با روش‌های مختلف دارای تاریخچه طولانی در اقتصادکلان است. برخی از این روش‌ها عبارت از روش میانگین متحرک ساده، روندهای خطی فیلتر شده، فیلترهای خطی پیشرفته مانند هدریک-پرسکات و فیلترهای میان گذر باکستر و کینگ[1] (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد[2] (۲۰۰۳) و مدل‌های با اجزاء غیرقابل مشاهده ناهمبسته (UC[3]) مرتبط با تحلیل سریهای زمانی ساختاری هروی[4](۱۹۸۹) می‌باشند. تجزیه بوریج و نلسون[5] که خصوصیت ریشه واحد بسیاری از متغیرهای اقتصادی را لحاظ می‌کند ابزار مفیدی بوده که سری‌ها را به روند معین، گام تصادفی و سیکل تجزیه می‌کند.

در این مقاله برای جدا سازی سیکل‌های اقتصادی از روند زمانی از مدل اجزا غیر قابل مشاهده استفاده شده است. در این روش سری زمانی مورد نظر به با اجزایی مانند روند، فصل، سیکل و نامنظم تقسیم بندی می‌شوند.

برای داشتن ماهیت نرمال درجزء نامنظم، لازم است مداخله‌های شیب و سطح شناسایی شود. به‌طورکلی، این مداخله‌ها اطلاعاتی درمورد شکست‌های مهم وتغییرات ساختاری دریک تاریخ معین درطول دوره تخمین را ارائه می‌دهند. جزءنامنظم رامی‌توان به عنوان اثرضربه/ تکانه یک شوک یا رخداد غیرمنتظره توصیف کرد که اثرموقت وگذرا برروند دارد و درنتیجه عکس العمل کوتاه مدت است. مداخله‌های سطح وشیب اثردائمی برروند دارند، لذا اثرات آنها تاپایان دوره تخمین تداوم دارد. برای استخراج سیکل‌ها به جای سطح متغیرها از نرخ رشد آنها استفاده گردید و با توجه به فصلی بودن داده‌ها، رتبه سیکل‌ها تا ۴ وقفه آزمون شد و بر اساس معیار آکاییک و بیزین- شوارتز، بهترین وقفه انتخاب و سیکل مربوطه استخراج گردید و با لحاظ جزء مداخله و روش برآورد حداکثر راستنمایی، اجزاء سیکل، روند، نامنظم، فصل استخراج گردید. جهت بررسی خوبی برازش مدل، آزمون‌های

1. Baxter and King
2. Christiano and Fitzgerald
3. Uncorrelated unpbserved components
4. Harvey
5. Beveridge-Nelson

نرمال بودن جملات خطا، خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و... انجام شد. مهم‌ترین ابزار برای تخمین مدل سری زمانی ساختاری، فرم فضا حالت است که بیانگر حالت سیستم توسط اجزاء غیرقابل مشاهده مانند روندها و فصول است. با دسترسی به مشاهدات جدید، تخمین اجزاء غیرقابل مشاهده با استفاده از فرایند فیلترکردن به روز می‌شود. شکل فضا حالت از دو معادله سنجش[1] و انتقال[2] تشکیل شده است. معادله سنجش، ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده را توضیح می‌دهد و معادله انتقال، پویایی متغیرهای غیرقابل مشاهده را بیان می‌نماید.

$$measurment eq: y_t = H_t B_t + Az_t + e_t$$
$$transition\, eq: \beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + \nu_t$$

y_t: داده‌ها ، H: ضرایب، B_t: حالت غیرقابل مشاهده، Z_t: متغیرهای برونزا، e_t , v_t: شوک می‌باشند.

فیلتر کالمن الگوریتم اصلی برای تخمین سیستم‌های پویا در فرم فضا حالت است. در آمار و اقتصاد، فیلتر یک عبارت است که جهت توضیح یک الگوریتم که تخمین بازگشتی از پارامترهای زمان متغیر و غیرقابل مشاهده یا متغیرها در یک سیستم را اجازه می‌دهد، استفاده می‌شود. این مفهوم متفاوت از پیش بینی است زیرا پیش بینی‌ها برای آینده می‌باشند اما فیلتر کردن، تخمین‌هایی را از متغیرهای غیرقابل مشاهده برای زمان مشابه با مجموعه اطلاعات فراهم می‌کند. فیلتر کالمن یک فیلتر خطی بازگشتی است که در ابتدا به‌عنوان فیلتر گسسته در کاربردهای مهندسی توسعه یافت سپس توسط آماردانان و اقتصاددانان پذیرفته شد. ایده اصلی این فیلتر ساده بوده و برای رسیدن به تابع چگالی شرطی متغیرهای غیرقابل مشاهده از تئوری بیزی، فرم تبعی ارتباط با متغیرهای قابل مشاهده، یک تابع حرکت و فرضیات راجع به توزیع جملات خطا استفاده می‌کند. فیلتر از مشاهدات جاری جهت پیش بینی مقدار غیرقابل مشاهده دوره بعد استفاده می‌کند و سپس مقادیر واقعی آینده را برای به‌هنگام نمودن پیش بینی به‌کار می‌گیرد.

1. Measurment
2. Transition

این فیلتر یک روش بازگشتی برای پیش بینی‌های بهینه از متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضا حالت است. این رهیافت، بر اساس امیدشرطی است و از ویژگی‌های آن فراهم نمودن بهترین پیش بینی با حداقل میانگین مربعات خطا است. در این روش، بهترین تخمین زننده خطی و نااریب از حالت سیستم در زمان t بر اساس اطلاعات در دسترس در زمان t-1 و نیز به‌هنگام کردن این تخمین‌ها با توجه به اطلاعات اضافی مربوط به زمان t به دست می‌آید. به عبارت دیگر، راه حل بازگشتی به معنی آن است که در فرایند فیلتر کردن، با اضافه شدن مشاهدات جدید به سیستم، برای حل مطلوب محاسبه مجددا صورت می‌گیرد. با معرفی مشاهدات جدید به سیستم تخمین اجزاء غیر قابل مشاهده با بکارگیری روش فیلتر کردن قابل به روز شدن است. از این رو، مشاهدات دورتر در یک سری زمانی بر تخمین‌های نزدیک اثر گذار است. مراحل رهیافت فیلتر کالمن به شرح زیر است:

مرحله پیش بینی

$$\beta_{t|t-1} = \mu + F\beta_{t-1} \quad (۱)$$

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1}F' + Q \quad (۲)$$

$$\alpha_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} \quad (۳)$$

$$f_{t|t-1} = ZP_{t|t-1}Z'_t + R \quad (۴)$$

مرحله به‌هنگام سازی

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t\alpha_{t|t-1} \quad (۵)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_tZ_tP_{t|t-1} \quad (۶)$$

$$K_t = P_{t|t-1}Z'f^{-1}_{t|t-1} \quad (۷)$$

β_{t-1} و P_{t-1} در زمان $t-1$ معین هستند و مقدار پیش بینی $\beta_{t|t-1}$ بوسیله معادله (۱) و ماتریس خطای پیش بینی آن در معادله (۲) محاسبه می‌شود. با داشتن مقدار $\beta_{t|t-1}$ می‌توان مقدار $y_{t|t-1}$ را

پیش بینی نمود و چون مقدار متغیر y_t مشخص می‌شود، خطای پیش بینی $\alpha_{t|t-1}$ توسط معادله (۳) محاسبه شده و معادله (۴) نیز مقدار واریانس خطای پیش بینی را اندازه گیری می کند.

در مرحله به‌هنگام سازی، با استفاده از اطلاعات به‌دست آمده در مرحله پیش بینی، مقدار ضریب کالمن از معادله(۷) محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به خطای اندازه گیری $\alpha_{t|t-1}$ در دسترس است، در مرحله به‌هنگام سازی متغیرهای غیرقابل مشاهده بار دیگر محاسبه می‌شوندبا این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس انجام می‌شود. در معادله (۶)، K_t به عنوان ضریب تصحیح خطای پیش بینی استفاده می‌شود. رابطه (۶) یک ترکیب خطی از اطلاعات مربوط به $\beta_{t|t-1}$ و اطلاعات به‌دست آمده از خطای پیش بینی محاسبه شده در مرحله قبل است. مقدار K با ماتریس واریانس-کواریانس $\beta_{t|t-1}$ ،یعنی ماتریس $P_{t|t-1}$ رابطه مثبت دارد، بنابراین با افزایش نااطمینانی در مورد پیش بینی $\beta_{t|t-1}$ مقدار افزایش یافته و مقدار K افزایش خواهد یافت. بر اساس رابطه (۵) افزایش مقدار K به معنی آن است که وزن بیشتری به اطلاعات ارائه شده توسط خطای پیش بینی $\alpha_{t|t-1}$ در مرحله به‌هنگام سازی داده می‌شود. به بیان دیگر، با افزایش نااطمینانی در مورد $\beta_{t|t-1}$ انتظار می‌رود که اهمیت اطلاعات به‌دست آمده از آن در معادله (۵) باید کمتر شود. رابطه (۶) نشان می‌دهد که ماتریس خطای پیش بینی $P_{t|t-1}$ در مرحله به‌هنگام سازی کاهش یافته است به‌طوری‌که $P_{t|t-1} - P_{t|t} > 0$ یک ماتریس مثبت معین می‌باشد، از این رو، نااطمینانی در مرحله به‌هنگام سازی نسبت به پیش بینی‌های مرحله اول قابل اعتمادتر خواهد بود .

٤-١. ساخت شاخص پیشرو ترکیبی

در این مقاله جهت ساخت شاخص پیشرو ترکیبی (CLI) از مدل خود رگرسیون برداری VAR استفاده شده‌است. مدلهای VAR، یکی از چارچوب‌های مبتنی بر مدل جهت درک مواردی نظیر، ساخت شاخص‌های ترکیبی پیشرو بر اساس رگرسیون، بررسی رابطه بین نماگرهای همزمان و پیشرو، نقش شاخص‌های ترکیبی پیشرو در پیش‌بینی و پیامدهای هم‌انباشتگی در نظر گرفته نشده یا محدودیت‌های نامعتبر می‌باشند. جهت ساخت شاخص ترکیبی پیشرو فرض کنید M نماگر همزمان در بردار x_t و N نماگر پیشرو در بردار y_t

گروه‌بندی می‌گردند. در اینجا، فرض می‌شود که (X_t , Y_t) بطور ضعیفی ایستا هستند و توسط VAR (۱) شرح داده می‌شوند:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_x \\ c_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix},$$
$$\begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix} \approx i.i.d. \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sum_{xx} & \sum_{xy} \\ \sum_{yx} & \sum_{yy} \end{pmatrix} \right) \qquad (۸)$$

ارزش انتظاری x_{t+1} روی مقادیر گذشته آن مشروط است

$$E\left(X_{T+1} \mid X_T \quad X_{T-1}, \quad \ldots\ldots\ldots, Y_T, \quad Y_{T-1}, \ldots\ldots \right) = C_X + Ax_t + By_t$$

برای آنکه y مجموعه‌ای از نماگرهای پیشرو باشد باید هنگامی که $A \neq 0$است $B \neq 0$ نیز برقرار باشد. همچنین، مقادیر وقفه‌ای متغیرهای همزمان حاوی اطلاعات مفیدی برای پیش بینی می‌باشند. هر دو فرضیه به آسانی قابل آزمایش بوده به‌طوری‌که اگر فرضیه $A = 0$و $B = 0$ تأیید نشود، یک نماگر پیشرو مبتنی بر رگرسیون ترکیبی برای X_{t+1} (که به شکل بردار در نظر گرفته شده است) می‌تواند به شکل ذیل ارائه شود:

$$CLI1_t = \hat{c}_x + \hat{A}x_t + \hat{B}y_t \qquad (۹)$$

^ نمایانگر برآوردگر OLS است. خطاهای استاندارد در CLI با استفاده از روش‌های استاندارد برای پیش بینی‌های VAR ساخته می‌شوند. علاوه بر این، برآورد بازگشتی۱ از مدل، ابزاری مناسبی را برای بروز رسانی مداوم وزنها فراهم می‌آورد.

1. Recursive estimation

این روش را می‌توان هنگامی که مقدار متغیر هدف بجای دوره t در دوره $t+h$ مد نظر می‌باشد را استفاده نمود. به عنوان مثال، هنگامی که $h=2$ است،

$$CLI1_t^{h=2} = \hat{c}_x + \hat{A}\hat{x}_{t+1|t} + \hat{B}\hat{y}_{t+1|t} = \hat{c}_x + \hat{A}\left(\hat{c}_x + \hat{A}x_t + \hat{B}y_t\right) + \hat{B}\left(\hat{c}_y + \hat{C}x_t + \hat{D}y_t\right) \qquad (10)$$

به عنوان گزینه‌ای دیگر، مدل (۲۷) می‌تواند به صورت زیر بازنویسی شود:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tilde{c}_t \\ \tilde{c}_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tilde{A} & \tilde{B} \\ \tilde{C} & \tilde{D} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-h} \\ y_{t-h} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tilde{e}_{xt} \\ \tilde{e}_{yt} \end{pmatrix} \qquad (11)$$

~ نشان می‌دهد که پارامترهای جدید ترکیبی از پارامترهای معادله (۲۷) می‌باشند و $\tilde{e}_{yt}$ و $\tilde{e}_{xt}$ از رتبه h-1 همبسته می‌باشند. به طور ویژه:

$$\begin{pmatrix} \tilde{c}_x \\ \tilde{c}_y \end{pmatrix} = \left(I + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} + \ldots + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h-1} \right) \begin{pmatrix} c_x \\ c_y \end{pmatrix},$$
$$\begin{pmatrix} \tilde{A} & \tilde{B} \\ \tilde{C} & \tilde{D} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^h, \qquad (12)$$
$$\begin{pmatrix} \tilde{e}_{xt} \\ \tilde{e}_{yt} \end{pmatrix} = \left(I + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} + \ldots + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h-1} \right) \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix}$$

تصریح (۳۱) می‌تواند توسط OLS تخمین زده شود و CLI به صورت زیر ارائه گردد:

$$\tilde{CLI1}_t^h = \hat{\tilde{c}}_x + \hat{\tilde{A}}x_t + \hat{\tilde{B}}y_t \qquad (13)$$

با توجه به موارد بالا جهت ساخت شاخص پیشرو ترکیبی در ابتدا لازم است ایستایی نماگرهای پیشرو بررسی گردد. جهت انجام این موضوع از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده به‌طوری‌که تمامی متغیرها بر اساس آماره τ و سطح احتمال ۹۵ درصد در سطح ایستا می‌باشند. از این رو، در مرحله بعد مدل VAR برآورد خواهد شد و جهت تعیین وقفه

بهینه مدل از معیار حنان کوئین و شوارتز[1] استفاده می‌شود. نتایج بیانگر آن است که طول وقفه۲ بهینه است.

پس از تعیین وقفه بهینه مدل، با توجه به نماگرهای مرجع منتخب که پیشرو بودن آنها در جدول۱ تایید شد، شاخص ترکیبی پیشرو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ساخته شده است.

جدول۲. مدل خود رگرسیون برداری VARخطی جهت ساخت شاخص ترکیبی پیشرو

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	۰/۱۶	۰/۲۲	۰/۷۳	۰/۴۷
CGDP(-1)	۰/۳۴	۰/۰۷	۴/۹۷	۰/۰۰
CGDP(-2)	−۰/۲۳	۰/۰۵	−۴/۳۹	۰/۰۰
CM2(-1)	−۰/۲۴	۰/۱۳	−۱/۸۷	۰/۰۷
CM2(-2)	۰/۴۴	۰/۰۸	۵/۴۶	۰/۰۰
CSTOCK(-1)	−۰/۰۴	۰/۰۱	−۳/۶۵	۰/۰۰
CSTOCK(-2)	۰/۰۵	۰/۰۱	۴/۷۹	۰/۰۰
CROIL(-1)	−۰/۱۰	۰/۰۴	−۲/۳۴	۰/۰۲
CROIL(-2)	۰/۱۳	۰/۰۳	۳/۶۹	۰/۰۰
CISNT(-1)	−۰/۱۷	۰/۰۴	−۴/۵۸	−
CISNT(-2)	۰/۱۴	۰/۰۴	۳/۸۸	۰/۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

CGDP: سیکل تولید ناخالص داخلی، cm2: سیکل حجم نقدینگی، CSTOCK: سیکل شاخص بازار سهام، CROIL: سیکل درامدهای نفتی، CISNT:سیکل سرمایه گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های نیمه تمام.

1. Hannan, Quinn and Schwarz

برای ساخت شاخص، سیکل نماگرهای پیشرو معرفی شده در بخش قبل به‌کار گرفته شد و با توجه به معناداری آماری ضرایب، در نهایت وقفه مرتبه اول و دوم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص کل سهام، درآمدهای نفتی، سرمایه گذاری در ساختمان‌های نیمه تمام انتخاب گردید. برای اطمینان از نتایج حاصل از تخمین مدل ضروری است، آزمون‌های نرمال بودن جملات خطا و آزمون‌های تشخیصی انجام گیرد.

آماره آزمون جارکو- برا[1] که بر پایه توزیع کای- دو می‌باشد برابر ۰/۶۷ بوده و با سطح احتمال ۰/۷۱، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا را تایید می‌نماید.

آزمون ناهمسانی واریانس مدل(ARCH) بر پایه آماره فیشر برابر با ۰/۶۳ در سطح احتمال ۰/۵۴ و آماره کای- دو برابر ۱/۵۵ در سطح احتمال ۰/۴۶ بیانگر تایید فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل برآوردی می‌باشد.

آزمون خود همبستگی مدل بریویش- گادفری[2] مبتنی بر آماره فیشر برابر با ۰/۴ در سطح احتمال ۰/۵۳ و آماره کای- دو برابر ۰/۴۱ در سطح احتمال ۰/۵۲ بیانگر تایید فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآوردی می‌باشد.

٤-۲. پیش‌بینی درون نمونه‌ای ادوار تجاری با استفاده از الگوی مارکف- سوییچینگ

در پژوهش حاضر جهت ارزیابی عملکرد نماگر پیشرو ترکیبی(CLI) و پیش بینی ادوار تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۳/۳-۱۳۷۶/۲ از مدل مارکف سوییچینگ[3] استفاده شده است. الگوی مارکوف سوییچینگ یا مدل تغییر رژیم یکی از مشهورترین الگوهای سری زمانی غیرخطی بوده که توسط کوانت، کوانت و گولدفلد ارائه و توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه یافت. این الگو از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان دارای رفتار و فرایندی خاص باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار متفاوتی را نشان دهد که در صورت عدم لحاظ این تغییر رفتار در الگو، نتایج

1. Jarque and Bera
2. Breusch godfrey
3. Marcov switching

تورش‌دار خواهد بود. در روش مارکف وقایع به m حالت تقسیم می‌شوند که St واقعه t ام بوده و m،...،۲،۱ = t می‌باشد و هر واقعه می‌تواند یک تغییر رژیم در نظر گرفته شود. در واقع، St متغیر غیرقابل مشاهده‌ای است که تغییر آن منجر به تغییر متغیری مانند Yt می گردد.

$$P(Y_t|Y_1...Y_{t-1}) = P(Y_t|Y_{t-1}) \qquad (۱۴)$$

بر اساس این معادله، توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند t بستگی به وضعیت آن در t-1 دارد. از مزیت‌های این مدل، انعطاف پذیری آن در لحاظ تغییرات واریانس بین فرایندها همراه با تغییر در میانگین می‌باشد. از دیگر مزایای روش مارکوف-سوئیچینگ می‌توان به تفکیک درون زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط بین مشاهدات متغیرها اشاره نمود. فرایند اتورگرسیو $y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t}$ ($\varepsilon_{1t} \to N(0,\sigma_1^2)$) و برای رژیم دوم ($s_t = 2$)توسط $y_t = \alpha_1 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ ($\varepsilon_{2t} \to N(0,\sigma_2^2)$) تبیین می‌شود و ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی‌های تصادفی ε_t و متغیر رژیم s_t تعیین می گردد. در صورتی که جزء اخلال در دو رابطه مذکور یکسان باشند، فرایند تغییرات y_t را می‌توان با استفاده از متغیرهای مجازی به صورت یک مدل ارایه نمود.

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \delta D + \gamma D y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

در این معادله متغیر مجازی D زمانی که سیستم در رژیم اول قرار دارد ($s_t = 1$) مقدار صفر و برای بودن در رژیم دوم $s_t = 2$ مقدار یک را دارد. متغیر y_t را می‌توان با فرض فرایند اتورگرسیو مرتبه P و با m رژیم مدل سازی نمود.

$$y_t = \sum\sum(\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}) I_i(S_t = i)$$
$$I_i(S_t = i) = \begin{cases} S_t = i \to 1 \\ S_t \neq i \to 0 \end{cases} \qquad (۱۶)$$

احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمال شرطی قابل محاسبه می‌باشد. احتمال انتقال از رژیم i به j در رابطه ۱۱، آورده شده است.

$$P_{ij} = P(S_{t+1} = j \Big| S_t = i); \sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1, \forall i, j \in (1,2,...,m) \qquad (۱۷)$$

در مدل‌های مارکف سوییچینگ با توجه به این‌که کدام قسمت مدل اتورگرسیو وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد به انواع مختلف طبقه بندی می‌شود. چهار حالت انتقال در میانگین(MSM)، عرض از مبداء(MSI)، پارامترهای اتورگرسیو(MSA) و ناهمسانی در واریانس(MSH) بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد.

متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته، وقفه‌های اول تا چهارم CLI و وقفه‌های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیرهای مستقل و عرض از مبدا و CLI نیز به عنوان متغیرهای تغییر رژیم درنظر گرفته شده‌اند. یکی از مسایل مهم در مدل‌های مارکف سوییچینگ تعیین تعداد رژیم‌ها می‌باشد که به رغم اهمیت آن در پژوهش‌های اقتصادسنجی در ادبیات کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از روش‌های مرسوم در تعیین تعداد رژیم استفاده از آزمون‌های نسبت احتمال(LR) می‌باشد که این روش مورد انتقاد هانسن[1] (۱۹۹۲) قرار گرفته است. از دیگر روش‌های انتخاب مدل می‌توان به معیارهای آکائیک ، شوارتز و حنان کوئین اشاره نمود. بر اساس شبیه سازی مونت - کارلو که توسط ساراداکیس و اسپاگنولو[2] (۲۰۰۲) انجام شد، در نمونه با ۱۰۰ مشاهده سه معیار آکائیک، شوارتز و حنان کویین تعداد رژیم‌ها را به طور قابل ملاحظه‌ای کمتر از حد برآورد نمودند و با افزایش تعداد مشاهدات این مشکل تا حدودی مرتفع گردید. بر این اساس، در این مقاله با توجه به تعداد محدود مشاهدات و احتمال تورش معیارهای مذکور در ابتدا مدل بر اساس دو رژیم رکود و رونق برآورد گردید. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد ایران دارای دو وضعیت رشد ملایم و رشد سریع می‌باشد که منطبق با واقعیت اقتصاد کشور نمی باشد. بنابراین،

1. Hansen
2. Psaradakis&Spagnolo

تعداد وضعیت در نظر گرفته شده برابر با ۳ رژیم شامل رکود(رژیم صفر)، رشد ملایم(رژیم یک) و رونق (رژیم دو) است که منطبق بر وضعیت اقتصاد ایران می‌باشد.

همچنین به منظور اجتناب از بروز واریانس ناهمسانی در مدل، واریانس جملات خطا به‌عنوان دیگر متغیر تغییر رژیم در مدل وارد شده است. با توجه به فصلی بودن نماگر رشد تولید ناخالص داخلی (متغیر هدف) جهت حذف اثرات فصلی از مدل سه متغیر دامی مرتبط در نظر گرفته شده است.

جهت جداسازی احتمال رژیم‌ها از یکدیگر، مدل مارکف سوییچینگ نیاز به مقدار اولیه احتمالات رژیم در دوره صفر دارد. جهت حل مدل تعداد اندکی روش وجود دارد که از آن جمله می‌توان به روش حل ارگودیک[1]، احتمال یکنواخت[2] و احتمالات برآورد شده[3] اشاره نمود. در متداول‌ترین روش، مقدار اولیه احتمالات رژیم به‌وسیله مقادیر ارگودیک (وضعیت ثابت) منتج از ماتریس انتقال مارکف تعیین می‌شوند. بنابراین مقادیر تابعی از پارامترهای تعیین کننده ماتریس انتقال می‌باشند. در حالت دیگر، از دانش قبلی جهت تعیین مقادیر احتمال رژیم استفاده می‌شود یا با اغماض از اطلاعات گذشته، احتمالات برابری را به رژیم‌ها داد. اخیراً، مقادیر اولیه احتمالات را به‌عنوان پارامترهایی برآورد می‌نمایند. بر این اساس، در این پژوهش از روش احتمالات برآورد شده استفاده شده است.

1. Ergodic
2. Uniform probabilities
3. Estimated probabilities

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل با شاخص پیشرو ترکیبی

variables	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
GDP_1	۰/۰۸	۰/۰۳	۲/۹۲	۰/۰۱
GDP_2	۰/۴۲	۰/۰۲	۲۰/۸۰	۰/۰۰
GDP_3	۰/۵۰	۰/۰۲	۲۲/۹۰	۰/۰۰
GDP_4	−۰/۲۳	۰/۰۲	−۹/۵۰	۰/۰۰
CLI_1	−۰/۳۳	۰/۰۴	−۷/۹۹	۰/۰۰
CLI_2	−۰/۴۶	۰/۰۶	−۷/۹۷	۰/۰۰
CLI_3	−۰/۲۲	۰/۰۵	−۴/۳۳	۰/۰۰
CLI_4	۰/۲۲	۰/۰۴	۵/۰۷	۰/۰۰
CSeasonal	۲/۱۵	۰/۱۵	۱۴/۲۰	۰/۰۰
CSeasonal_1	۰/۴۲	۰/۱۵	۲/۸۶	۰/۰۱
CSeasonal_2	−۰/۴۰	۰/۱۷	−۲/۳۲	۰/۰۳
Constant(0)	−۱/۸۲	۰/۲۸	−۶/۵۸	۰/۰۰
Constant(1)	۰/۹۶	۰/۱۲	۷/۸۲	۰/۰۰
Constant(2)	۳/۵۰	۰/۳۷	۹/۵۷	۰/۰۰
CLI(0)	۱/۲۶	۰/۱۲	۱۰/۳۰	۰/۰۰
CLI(1)	۱/۲۸	۰/۰۴	۳۴/۹۰	۰/۰۰
CLI(2)	۱/۰۴	۰/۱۳	۷/۷۹	۰/۰۰
sigma(0)	۱/۱۳	۰/۲۰	۵/۷۸	۰/۰۰
sigma(1)	۰/۱۸	۰/۰۳	۵/۷۱	۰/۰۰
sigma(2)	۱/۲۷	۰/۲۴	۵/۲۳	۰/۰۰
p_{0|0}	۰/۳۶	۰/۱۰	۳/۶۶	۰/۰۰
p_{1|0}	۰/۱۸	۰/۰۹	۲/۱۳	۰/۰۴
p_{0|1}	۰/۴۲	۰/۱۲	۳/۴۳	۰/۰۰
p_{1|1}	۰/۴۲	۰/۱۲	۳/۵۸	۰/۰۰
p_{0|2}	۰/۲۸	۰/۱۰	۲/۸۶	۰/۰۱
p_{1|2}	۰/۳۳	۰/۱۰	۳/۲۰	۰/۰۰
xi_{1|0}(0)	۱/۰۰			
xi_{1|0}(1)	۰/۰۰			

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد مدل (جدول۳) نشان می‌دهد که متغیرهای با رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص ترکیبی پیشرو معنادار بوده و تمامی متغیرهای مجازی فصلی در نظر گرفته شده که به منظور حذف اثرات فصلی در مدل لحاظ شده‌اند، از نظر آماری معنادار می‌باشند. متغیرهای انتقال رژیم شامل عرض از مبدا، پارامترهای اتورگرسیو شاخص ترکیبی پیشرو و ناهمسانی واریانس در هر سه رژیم (رکود، رشد ملایم و رونق) معنادار می‌باشند. در نهایت ماتریس احتمالات انتقال به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و نتایج آن در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۴. ماتریس احتمال انتقال رژیم ها

Rgimes	Regime 0,t	Regime1,t	Regime2,t
Regime 0,t+1	۰/۳۶	۰/۴۲	۰/۲۸
Regime 1,t+1	۰/۱۸	۰/۴۲	۰/۳۳
Regime 2,t+1	۰/۴۶	۰/۱۶	۰/۳۹

ماخذ: نتایج تحقیق

بر اساس جدول فوق احتمال قرار گرفتن در رژیم‌های رکود، رشد ملایم و رونق در دوره **t+1** به ترتیب برابر با ۰/۳۶، ۰/۴۲ و ۰/۳۹ می‌باشد. احتمال انتقال از رژیم رشد ملایم به رکود برابر ۰/۴۲ و احتمال انتقال از رونق به رکود برابر ۰/۲۸ است. احتمال انتقال از دوره رکود به رشد ملایم برابر ۰/۱۸ و از دوره رونق به رشد ملایم برابر ۰/۳۳ خواهد بود. احتمال انتقال از رکود به دوره رونق ۰/۴۶ و از دوره رشد ملایم به دوره رونق برابر ۰/۱۶ می‌باشد. همچنین متوسط طول دوره رکود برابر با ۱/۵ فصل، متوسط طول دوره رشد ملایم ۱/۶۹ فصل و متوسط طول دوره رونق ۱/۶۴ فصل می‌باشد.

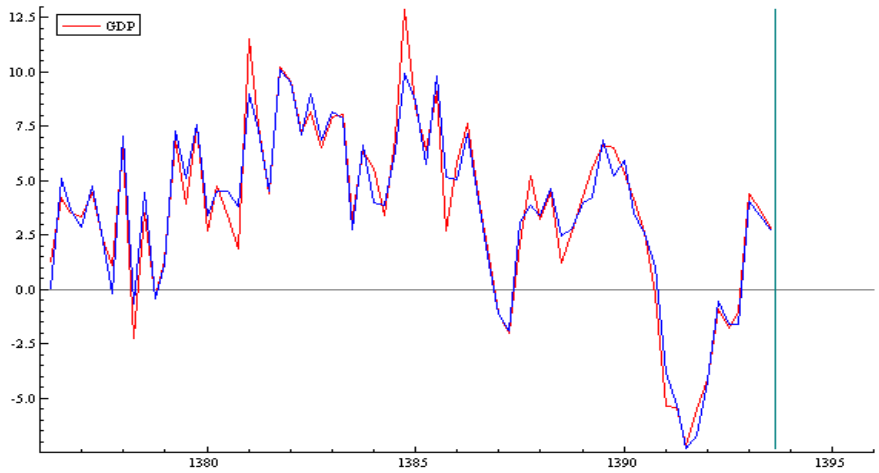
آزمون‌های تشخیصی مدل در جدول ۵ آورده شده است. آماره آزمون خود همبستگی مربعات جملات خطا که بر پایه توزیع کای- دو می‌باشد با درجه ازادی ۱۲ برابر ۸/۶۹ بوده و در سطح احتمال ۰/۷۲، فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی جملات خطا را نمی توان رد کرد. آزمون واریانس ناهمسانی مدل(ARCH) که بر پایه آماره فیشر می‌باشد برابر با ۰/۰۰۰۸ در سطح احتمال ۰/۹۷ فرضیه

صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل برآوردی تایید می‌نماید. آماره نرمال بودن جملات خطا بیانگر تایید فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا می‌باشد.

جدول۵. آزمون‌های تشخیصی مدل

Portmanteau statistic for squared scaled residuals	**Portmanteau(12): Chi^2(12) = 8.6905 [0/7291]**
Normality test for scaled residuals	Chi^2(2) = 0/13600 [0/9343]
ARCH test for scaled residuals	F(1,42) =0/00089770 [0/9762]

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار۱. پیش بینی درون نمونه ای مدل مارکف سوییچینگ با CLI

جهت مقایسه عملکرد شاخص پیشرو ترکیبی پیشنهادی، یک مدل مارکف سوییچینگ بدون در نظر گرفتن شاخص مذکور براساس مطالعات تجربی انجام شده مانند صالحی و همکاران(۱۳۹۲)، فاضل و همکاران (۱۳۹۲) هژبر کیانی و مرادی (۱۳۹۰) در اقتصاد ایران برآورد گردید که نتایج آن در جدول ۶، ارائه شده است.

جدول۶. نتایج حاصل از برآورد مدل بدون شاخص پیشرو ترکیبی

variables	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
GDP_1	۰/۶۳	۰/۰۱	۵۸/۷۰	۰/۰۰
GDP_2	۰/۰۰	۰/۰۱	-۰/۳۲	۰/۷۵
GDP_3	۰/۱۷	۰/۰۲	۱۱/۰۰	۰/۰۰
GDP_4	-۰/۲۹	۰/۰۲	-۱۶/۸۰	۰/۰۰
CSeasonal	-۰/۵۲	۰/۰۸	-۶/۳۱	۰/۰۰
CSeasonal_1	-۱/۲۶	۰/۱۱	-۱۱/۴۰	۰/۰۰
CSeasonal_2	-۱/۶۱	۰/۷۷	-۲/۰۹	۰/۰۴
Constant(0)	۱/۰۵	۰/۰۹	۱۱/۵۰	۰/۰۰
Constant(1)	۳/۵۱	۰/۵۰	۷/۰۳	۰/۰۰
Constant(2)	۱/۸۴	۰/۴۹	۳/۷۳	۰/۰۰
sigma(0)	۰/۰۹	۰/۰۲	۴/۲۷	۰/۰۰
sigma(1)	۲/۲۴	۰/۳۳	۶/۷۴	۰/۰۰
sigma(2)	۰/۵۴	۰/۱۶	۳/۳۳	۰/۰۰
p_{0|0}	۰/۳۶	۰/۱۷	۲/۰۶	۰/۰۴
p_{1|0}	۰/۱۹	۰/۱۰	۱/۹۸	۰/۰۵
p_{0|1}	۰/۱۵	۰/۰۶	۲/۳۵	۰/۰۲
p_{1|1}	۰/۶۳	۰/۰۱	۵۸/۷۰	۰/۰۰
p_{0|2}	۰/۰۰	۰/۰۱	-۰/۳۲	۰/۷۵
p_{1|2}	۰/۱۷	۰/۰۲	۱۱/۰۰	۰/۰۰
xi_{1|0}(0)	-۰/۲۹	۰/۰۲	-۱۶/۸۰	۰/۰۰
xi_{1|0}(1)	-۰/۵۲	۰/۰۸	-۶/۳۱	۰/۰۰

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج هر دو مدل و بر اساس معیارهای انتخاب مدل آکاییک، لگاریتم احتمال و مجموع مربعات خطا (جدول۷)، شاخص پیشرو ترکیبی ساخته شده توانسته ادوار تجاری اقتصاد ایران را شناسایی و بخشی از نوسانات تولید ناخالص داخلی را توضیح دهد. معیار اکائیک در مدل برآورد شده با لحاظ CLI برابر ۴/۷۸ بوده که از این معیار در مدل بدون CLI(۵/۰۶) کوچکتر می‌باشد. معیار لگاریتم احتمال نیز در مدل برآورد شده با لحاظ CLI (۱۳۹/۲-) از این معیار در مدل بدون CLI

(۱۵۹/۲-) بزرگتر است. همچنین مجموع مربعات خطا در مدل با لحاظ CLI بیانگر عملکرد بهتر این مدل در مقایسه با مدل بدون لحاظ CLI می‌باشد.

جدول ۷. معیارهای انتخاب مدل

معیار	بدون لحاظ **CLI**	با لحاظ **CLI**
AIC	۵/۰۶	۴/۷۸
log-likelihood	-۱۵۹/۲۵	-۱۳۹/۲۰
SSR	۱۱۰/۵۲	۵۷/۹۴

مأخذ: نتایج تحقیق

ارزیابی پیش بینی درون نمونه‌ای مدل مارکف سوییچینگ با شاخص پیشرو ترکیبی ساخته شده حاکی از عملکرد مناسب این مدل نسبت به مدل مارکف سوییچینگ بدون شاخص ترکیبی است.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

با توجه به هدف پژوهش حاضر مبنی بر ساخت نماگر پیشرو برای اقتصاد ایران و بررسی نحوه عملکرد آن جهت پیش بینی دوره‌های رکود و رونق پس از بیان مبانی نظری ساخت شاخص‌های پیشرو در اقتصاد و بررسی مطالعات انجام شده، با در نظر گرفتن آمارهای به‌هنگام منتشر شده توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران در ابتدا متغیرها به لحاظ تأخیری، همزمانی و پیشرو با متغیر هدف (تولید ناخالص داخلی) مورد مطالعه قرار گرفتند. جهت تجزیه سری‌های پیشرو از مدل اجزای غیرقابل مشاهده استفاده شد و شاخص پیشرو ترکیبی (CLI) مبتنی بر مدل خود رگرسیون برداری VAR ساخته شد. بر اساس معناداری آماری ضرایب، وقفه مرتبه اول و دوم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص کل سهام، درآمدهای نفتی، سرمایه گذاری در ساختمان‌های نیمه تمام انتخاب گردید. جهت ارزیابی عملکرد نماگر پیشرو ترکیبی(CLI) و پیش بینی درون نمونه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۹۳/۳- ۱۳۷۶/۲مدل مارکف سوییچینگ به‌کار گرفته شد. متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته، وقفه‌های اول تا چهارم CLI و وقفه‌های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیرهای مستقل و عرض از مبدا و CLI نیز

به عنوان متغیرهای تغییر رژیم درنظر گرفته شدند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که متغیرهای با وقفه چهارم رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص ترکیبی پیشرو معنا دار بوده و تمامی متغیرهای مجازی فصلی در نظر گرفته شده که به منظور حذف اثرات فصلی در مدل لحاظ شده اند، از نظر آماری معنادار می‌باشند. متغیرهای انتقال رژیم شامل عرض از مبدا، پارامترهای اتورگرسیو شاخص ترکیبی پیشرو و ناهمسانی واریانس در سه رژیم (رکود، رشد ملایم و رونق) معنادار می‌باشند. در نهایت پیشنهاد می‌شود مراجع آماری مانند بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران جهت اتخاذ و کمک به سیاستگذاران اقتصادی جهت اعمال سیاست‌های مناسب و همسو با ادوار تجاری به تولید و انتشار به‌هنگام نماگرهای پیشرو اقدام نمایند. همچنین جهت مطالعات آتی به‌کارگیری روش‌های پیش بینی پارامتریک و ناپارامتریک مانند مدل‌های باینری، شبکه‌های عصبی، الگوریتم ژنتیک و مدل‌های ادغامی و ساخت پنجره واحد جهت شناسایی ادوار تجاری اقتصاد ایران و رشد اقتصادی پیشنهاد می‌گردد.

منابع

جهانگرد، اسفندیار و علیرضا فرهادی کیا (۱۳۸۷)، "پیش بینی روند اقتصادی با شاخص‌های پیشرو در اقتصاد ایران"، مجله علوم اقتصادی، شماره۲، صص ۷-۵۷.

درگاهی، حسن(۱۳۹۲)، *شناسایی شاخص‌های پیشرو و ساخت شاخص ترکیبی جهت تحلیل ادوارتجاری در اقتصاد ایران* (چاپ اول)، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی

صالحی سریزن ، مرتضی؛ ریسی اردلی، غلامعلی و نادر شتاب بوشهری (۱۳۹۲)، "نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوییچینگ" ، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، صص ۸۳-۶۷.

طیب نیا، علی و سعید تقی مولایی(۱۳۹۵)، "برخی حقایق ادوار تجاری در اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، شماره ۲۴، صص ۵۷-۸۴.

فاضل، مهدی؛ توکلی، اکبر و مصطفی رجبی (۱۳۹۲) "مقایسه عملکرد الگوی ARIMA و MS-AR در پیش بینی ادوار تجاری ایران "، مجله مدلسازی اقتصادی، شماره ۲ ۲، صص ۸۱-۶۳.

هژبرکیانی، کامبیز و علیرضا مرادی (۱۳۹۰)، "تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف"، مجله مدلسازی اقتصادی، تابستان، دوره۵، شماره۲، صص ۲۵-۱.

Baxter, M. and R.G. King (1999), "Measuring Business cycles: Approximate band-pass Filters for Macroeconomic Time series". Review of Economics and Statistics, No.81, pp.575–593.

Burns, A.F. and W.C. Mitchell (1946), "Measuring Business Cycles". NBER Studies in Business Cycles, No. 2, pp.22-43.

Carriero, A. and M. Marcellino (2006), "A Comparison of Methods for the Construction of Composite Coincident and Leading Indexes for the UK". Working paper, No.590, pp.35-55.

Christiano, L. and T. Fitzgerald (2003), "The Band Pass Flter". International Economic Review,No.44, pp.435–465.

Diebold, F.X. and G.D. Rudebusch (1996), "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective". The Review of Economics and Statistics No.78, PP.67–77.

Geweke, J. (1977), *The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series. In: Aigner, D.J., Goldberger, A.S. (Eds.), Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland, Amsterdam. Chapter 19.

Hamilton, J.D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, No.57, pp.357–384.

Hansen, B.E. (1992), "The likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, No.7, pp. S61–S82.

Hansen, B.E. (1992). "The likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP". Journal of Applied Econometrics No.7, pp. 61–S82.

Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.

Kim, C. J. and C.R. Nelson (1998), "Business Cycle Turning Points, a New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching", *The Review of Economics and Statistics*, No. 80, pp. 188–201.

Koopmans, T.C. (1947), "Measurement Without Theory", Review of Economics and Statistics, No. 29,pp.161–179.

Mitchell, W. and A.F. Burns (1938), "Statistical Indicators of Cyclical Revivals". NBER, New York.

Psaradakis, Z. and F. Spagnolo (2005), "Forecast Performance of Nonlinear Error-correction Models with Multiple Regimes", *Journal of Forecasting*, NO. 24, pp. 119–138.

Psaradakis, Z., Spagnolo, F. (2005). "Forecast Performance of Nonlinear Error-Correction Models with Multiple Regimes". Journal of Forecasting, No. 24, pp. 119–138.

Sargent, T.J. and C.A. Sims (1977), *Business Cycle Modeling Without Pretending to Have too Much a Priori Economic Theory*, In: Sims, C. et al. (Eds.), New Methods in Business Cycle Research. Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Sims, C.A. (1989). "Comment on Stock and Watson (1989)", In: Blanchard, O., Fischer, S. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual. MIT Press, Cambridge, MA, pp. 395–397.

Stock, J.H. and M.W. Watson (1989), *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*. In: Blanchard, O., Fischer, S. (Eds.), NBER Macroeconomics Annual. MIT Press, Cambridge, MA, pp. 351–394

Vesselinov, R. (2012), "New Composite Indicators for Bulgarian Business Cycle", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, No. 5, pp. 101-111.