

شناسایی ادوار تجاری

با استفاده از شاخص ترکیبی پیشرو در اقتصاد ایران

زنیت گلی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

Zinat_goli@yahoo.com

ابراهیم صیامی عراقی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

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 سری‌های اقتصادی گفته می‌شود که انتظار می‌رود قبل از تحولات رونق و رکود اقتصادی تغییر جهت دهنده 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، سرمایه‌گذاری در ساختمنهای نیمه تمام ساخته شد. جهت ارزیابی عملکرد نماگر پیشرو ترکیبی (CLI) و پیش‌بینی درون نمونه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۷۶/۲ - ۱۳۹۳/۳ از مدل مارکف سوئیچینگ استفاده گردید. متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته، وقفه‌های اول تا چهارم CLI و وقفه‌های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان 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.

۱. مقدمه

در طول زمان، دوره‌هایی وجود دارد که اقتصاد در حال رونق بوده و متعاقب آن در وضعیت رکود قرار می‌گیرد به این نوسانات اقتصادی که به صورت رکود و رونق می‌باشد و در اطراف مسیر رشد بلند مدت اقتصادی شکل می‌گیرد و مسیر مذکور را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ادوار تجاری اطلاق می‌گردد. اهمیت ادوار تجاری و شناخت علل بروز این نوسانات می‌تواند سیاست‌های 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 عمدتاً در نظریاتی مانند، ادوار تجاری واقعی و سرمایه‌گذاری بیش اندازه مطرح می‌باشند. متغیرهای پولی نیز توسط نظریات اطربیشی 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 نئوکیتین‌ها مورد تاکید قرار گرفته‌اند. از طرف دیگر برای تحلیل و پیش‌بینی شرایط رونق و رکود اقتصادی، ادوار تجاری به سه دسته پیشرو، همزمان و تاخیری تقسیم می‌گردند و در این میان نماگر پیشرو و 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^۱ (۱۹۳۸) و برنز و میشل^۲ (۱۹۴۶) در تحلیل‌های اقتصادی به کار گرفته شد. از آن زمان استفاده از این نماگر در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی توجه زیادی را به خصوص در میان سیاستگذاران به خود جلب کرده است. اقتصاددانان نگرش‌های متفاوتی را در خصوص نماگر پیشرو مطرح کرده‌اند که اولین آنها انتقاد کوپمنس^۳ (۱۹۴۷) از اثر برنز و میشل

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

است. نتیجه این بحث‌ها، ایجاد ادبیات وسیعی در زمینه‌های 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 پیشنهاد 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 پیش‌بینی 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 از نماگرهای پیشرو اولین بار توسط میشل و برنز (۱۹۳۸) و برنز و میشل (۱۹۴۶) در تحلیل‌های اقتصادی به کار گرفته 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 دوره‌های رکود و رونق اقتصادی مرتبه 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 حالی که 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 رونق‌هایی است که در زمان‌های تقریباً مشابه در

بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی رخ می‌دهد^۱. 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 ۱۹۹۰-۱۹۹۳ 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 به کار 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 پیش‌بینی می‌باشد. 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 به درستی از طریق تعدیلات فصلی و حذف مشاهدات دورافتاده و روش‌های فیلتر کردن مانند هدريک-پرسکات، باکستر-کینگ^۱ و... ادوار تجاری استخراج گردد. روش‌های مبتنی بر مدل در دو گروه اصلی مدل‌های عاملی پویا و مدل‌های مارکوف سویچینگ دسته بندی کرد.

1. Baxter and King

مدل‌های عاملی پویا توسط گویک^۱ (۱۹۷۷) و سارجنت و سیمز^۲ (۱۹۷۷) گسترش یافتند اما استفاده از آنها در بیشتر تحلیل‌های ادوار تجاری پس از انتشار مقاله استاک و واتسون^۳ (۱۹۸۹) در خصوص ایجاد پایه احتمالاتی رسمی برای نماگرهای همزمان و پیشروی برنس و میشل معروف گردید. منطق رویکرد مذکور این است که مجموعه‌ای از متغیرها به واسطه 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 شوک‌های برونزا و انتشار آنها از طریق مدل خطی) در مقابل پدیده ذاتی (یعنی ایجاد شده توسط گسترش غیرخطی متغیرهای درونزا) ارتباط دارد. مشکل اصلی در دیدگاه آخر (لحاظ دوره‌های 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^۴ (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، مجدد یک نیروی غیرقابل مشاهده منفرد وجود دارد که باعث تکامل نماگرها شده، گستته بوده و مستقیماً متغیرها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، بلکه به طور غیرمستقیم رفتار آنها را تعیین می‌کند و می‌تواند به میزان قابل ملاحظه‌ای در دوره‌های مختلف چرخه تغییر کند.

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

همیلتون^۱(۱۹۸۹) نیز مانند استاک و واتسون(۱۹۸۹)، تحقیقات شایان توجهی را ارائه کرد. همچنین باستی به تحقیقات دی بولد و روبدبوش^۲(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^۳(۱۹۹۸)، مدل مذکور را در چارچوب بیزی با استفاده از نمونه گیر گیز 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. مرواری بر مطالعات تجربی

ایورهارت و دوال هرناندز^۳(۲۰۰۲) با ساخت شاخص ترکیبی پیشرو به پیش‌بینی 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 (عمولاً تولید صنعتی) و نیز مجموعه‌ای از نماگرهای جهت ساخت CLI که سری مرجع را پیش‌بینی می‌کند، انتخاب شوند. انتخاب اجزاء نماگر پیشرو به کارایی پیش‌بینی 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، تجمعی شوند. 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 پیش‌بینی
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 مقاطع
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^۱ میانگین متحرک و تعدیل متوسط دامنه سیکلی آنها با میانگین استاندارد
۷. تجمعی 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، وجوده 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^۲ (۲۰۰۷) در مقاله‌ای روش‌های ساخت شاخص‌های پیشرو و همزمان ترکیبی برای کشور انگلستان را مقایسه و مزیت‌های نسبی مدل‌های عاملی و مارکف سویچینگ را برای ساخت شاخص‌های 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 ۱۹۷۸-۲۰۰۴ 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 نماگرها پیشرو طی زمان از اهمیت بسزایی برخوردار است. نهایتاً، فرایند پیش‌بینی 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^۱ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای به ساخت نماگرها ترکیبی همزمان و پیشرو جدیدی برای سیکل تجاری بلغارستان پرداخته است. روش بری-بوشان برای تعیین نقاط عطف در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۱ به صورت ماهانه استفاده شده است.

مؤلفه‌های به کار گرفته شده برای ساخت نماگر پیشرو شامل فضای کسب و کار در صنعت، فضای کسب و کار در ساختمان، فضای کسب و کار در خرده فروشی، فضای کسب و کار 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 ۲۰۰۰-۲۰۱۱ 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. نماگرها پیشرو این علامت را می‌دهند که رکود بزرگ در بلغارستان در آینده‌ای نزدیک پایان خواهد پذیرفت.

در گاهی (۱۳۸۳) در پژوهشی با عنوان شناسایی شاخص‌های پیشرو ساخت شاخص ترکیبی تجزیه و تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از الگوهای ARMA، فیلتر کالمون، 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 کالمون برای استخراج اجزا دورانی استفاده شد و جهت تعیین همزمان یا پیشرو بودن همبستگی متقابل بین اجزاء دورانی سری‌های مورد نظر با سری دورانی تولید ناچالص داخلی مورد بررسی قرار گرفت. سپس با استفاده از نتایج به دست آمده در یک فرایند تکراری متغیرهای پیشرو وارد یک الگوی پایه شده‌اند و براساس معیارهای انتخاب مدل بهترین الگو که برای پیش‌بینی 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 به دست آمده حاکی از برتری الگوی VECM نسبت به VAR می‌باشد.

جهانگرد و فرهادی کیا (۱۳۸۷) به منظور پیش‌بینی 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 پیش‌بینی 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 به عنوان متغیرهای تشکیل دهنده شاخص‌های ترکیبی استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگو، پیش‌بینی می‌شود رونق به وجود آمده از سال‌های قبل نیز تا سال ۱۳۸۶ ادامه یابد، ولی این روند در سال 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 دور تجاری 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 مصدق دارد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که همسویی رفتار مصرف، سرمایه‌گذاری و دستمزد واقعی و

همچنین، تقدم و تأخیر سرمایه‌گذاری و واردات به فروض در نظر گرفته شده برای روند متغیرها (نفاضل 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 تأخیر 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.

۴. ساخت شاخص پیشرو و برآورده 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 از واحدهای 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 ادوار تجاری از همبستگی متقابل استفاده شده است.

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

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

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به خروجی‌های به دست 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 تولید کننده، 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 شده است. 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 نماگرهاي پیشرو، جهت ساخت شاخص ترکیبی پیشرو لازم است تا روند و سیکل نماگرهاي پیشرو تعزیه شوند. تعزیه سیکل و روند با روش‌های مختلف دارای تاریخچه طولانی در اقتصاد کلان است. برخی از این روش‌ها عبارت از روش میانگین متحرک ساده، روندهای خطی فیلتر شده، فیلترهای خطی پیشرفتۀ مانند هدریک-پرسکات و فیلترهای میان گذر باکستر و کینگ^۱ (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد^۲ (۲۰۰۳) و مدل‌های با اجزاء غیر قابل مشاهده ناهمبسته (UC^۳) مرتبط با تحلیل سریهای زمانی ساختاری هروی^۴ (۱۹۸۹) می‌باشند. تعزیه بوریج و نلسون^۵ که خصوصیت ریشه واحد بسیاری از متغیرهای اقتصادی را لحاظ می‌کند ابزار مفیدی بوده که سری‌ها را به روند معین، گام تصادفی و سیکل تعزیه 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 بنده می‌شوند.

برای داشتن ماهیت نرمال در جزء نامنظم، لازم است مداخله‌های شیب و سطح شناسایی شود. به طور کلی، این مداخله‌ها اطلاعاتی در مرور شکستهای مهم و تغییرات ساختاری دریک تاریخ معین در طول دوره تخمین را ارائه می‌دهند. جزء نامنظم رامی‌توان به عنوان اثر ضربه/ تکانه یک شوک یا رخداد غیرمنتظره توصیف کرد که اثر موقت و گذرا بر روند دارد و در نتیجه عکس العمل کوتاه مدت است. مداخله‌های سطح و شیب اثر دائمی بر روند دارند، لذا اثرات آنها تا پایان 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 وقهه انتخاب و سیکل مربوطه استخراج گردید و بالحاظ جزء مداخله و روش برآورد حداکثر راستنمایی، اجزاء سیکل، روند، نامنظم، فصل استخراج گردید. جهت بررسی خوبی برآذش مدل، آزمون‌های

1. Baxter and King

2. Christiano and Fitzgerald

3. Uncorrelated unpreserved components

4. Harvey

5. Beveridge-Nelson

نرمال بودن جملات خط، خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و... انجام شد. مهم‌ترین ابزار برای تخمین مدل سری زمانی ساختاری، فرم فضای حالت است که بیانگر حالت سیستم توسط اجزاء غیرقابل مشاهده مانند روندها و فضول است. با دسترسی به مشاهدات جدید، تخمین اجزاء غیرقابل مشاهده با استفاده از فرایند فیلتر کردن به روز می‌شود. شکل فضای حالت از دو معادله سنجش^۱ و انتقال^۲ 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.

$$\text{measurment eq: } y_t = H_t B_t + A z_t + e_t$$

$$\text{transition eq: } \beta_t = \mu + F \beta_{t-1} + v_t$$

y_t : داده‌ها ، H : ضرایب، B : حالت غیرقابل مشاهده، Z_t : متغیرهای بروزرا، e_t : شوک می‌باشد. فیلتر کالمن الگوریتم اصلی برای تخمین سیستم‌های پویا در فرم فضای 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 پیش‌بینی است زیرا پیش‌بینی‌ها 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 به عنوان فیلتر گستته در کاربردهای مهندسی توسعه یافته 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 خط استفاده می‌کند. فیلتر از مشاهدات جاری جهت پیش‌بینی مقدار غیرقابل مشاهده دوره بعد استفاده می‌کند و سپس مقادیر واقعی آینده را برای به‌هنگام نمودن پیش‌بینی به کار می‌گیرد.

1. Measurment
2. Transition

این فیلتر یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی‌های بهینه از متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآوردهای کارا از پارامترهای مدل‌های فضای حالت است. این رهیافت، بر اساس امیدشطری است و از ویژگی‌های آن فراهم نمودن بهترین پیش‌بینی با حداقل میانگین مربعات خطأ است. در این روش، بهترین تخمین زننده خطی و ناریب 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 مجدداً 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 نزدیک‌گذار است. مراحل رهیافت فیلتر کالمون به شرح زیر است:

مرحله پیش‌بینی

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

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1}F' + Q \quad (2)$$

$$\alpha_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} \quad (3)$$

$$f_{t|t-1} = ZP_{t|t-1}Z' + R \quad (4)$$

مرحله به‌هنگام سازی

$$(5)$$

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t \alpha_{t|t-1} \quad (5)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t Z_t P_{t|t-1} \quad (6)$$

$$K_t = P_{t|t-1} Z f_{t|t-1}^{-1} \quad (7)$$

β_{t-1} و P_{t-1} در زمان $t-1$ معین هستند و مقدار پیش‌بینی $\beta_{t|t-1}$ بوسیله معادله (۱) و ماتریس خطای پیش‌بینی 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 α مشخص می‌شود، خطای پیش بینی α_{t-1} توسط معادله (۳) محاسبه شده و معادله (۴) نیز مقدار واریانس خطای پیش بینی را اندازه گیری می‌کند.

در مرحله بهنگام سازی، با استفاده از اطلاعات به دست آمده در مرحله پیش بینی، مقدار ضریب کالمن از معادله (۷) محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به خطای اندازه گیری α_{t-1} در دسترس است، در مرحله بهنگام سازی متغیرهای غیرقابل مشاهده بار دیگر محاسبه می‌شوند با این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس انجام می‌شود. در معادله (۶)، K به عنوان ضریب تصحیح خطای پیش بینی استفاده می‌شود. رابطه (۶) یک ترکیب خطی از اطلاعات مربوط به β_{t-1} و اطلاعات به دست آمده از خطای پیش بینی محاسبه شده در مرحله قبل است. مقدار K با ماتریس واریانس-کواریانس β_{t-1} ، یعنی ماتریس P_{t-1} رابطه مثبت دارد، بنابراین با افزایش ناطمینانی در مورد پیش بینی β_{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 ارجائی شده توسط خطای پیش بینی α_{t-1} در مرحله بهنگام سازی داده می‌شود. به بیان دیگر، با افزایش ناطمینانی در مورد β_{t-1} انتظار می‌رود که اهمیت اطلاعات به دست آمده از آن در معادله (۵) باید کمتر شود. رابطه (۶) نشان می‌دهد که ماتریس خطای پیش بینی P_{t-1} در مرحله بهنگام سازی کاهش یافته است به طوری که $P_{t-1} - P_t > 0$ یک ماتریس مثبت معین می‌باشد، از این رو، ناطمینانی در مرحله بهنگام سازی نسبت به پیش بینی‌های مرحله اول قابل اعتمادتر خواهد بود.

۴-۱. ساخت شاخص پیشرو توکیبی

در این مقاله جهت ساخت شاخص پیشرو توکیبی (CLI) از مدل خود رگرسیون برداری VAR استفاده شده است. مدل‌های VAR، یکی از چارچوب‌های مبتنی بر مدل جهت در کم واردی نظیر، ساخت شاخص‌های توکیبی پیشرو بر اساس رگرسیون، بررسی رابطه بین نماگرهای همزمان و پیشرو، نقش شاخص‌های توکیبی پیشرو در پیش‌بینی و پیامدهای همانباشتگی در نظر گرفته نشده یا محدودیت‌های نامعتبر می‌باشند. جهت ساخت شاخص توکیبی پیشرو فرض کنید M نماگر همزمان در بردار x و N نماگر پیشرو در بردار y .

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

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

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

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

برای آنکه مجموعه‌ای از نماگرهای پیشرو باشد باید هنگامی که $A \neq 0$ و $B \neq 0$ باشد برقرار باشد. همچنین، مقادیر وقفه‌ای متغیرهای همزمان حاوی اطلاعات مفیدی برای پیش‌بینی می‌باشند. هر دو فرضیه به آسانی قابل آزمایش بوده به طوری که اگر فرضیه $A = 0$ و $B = 0$ را 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:

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

^۸ نمایانگر برآوردگر OLS است. خطاهای استاندارد در CLI با استفاده از روش‌های استاندارد برای پیش‌بینی‌های VAR ساخته می‌شوند. علاوه بر این، برآورد بازگشتی ۱ از مدل، ابزاری مناسبی را برای بروز رسانی مداوم وزنهای فراهم می‌آورد.

1. Recursive estimation

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

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

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

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

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

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

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

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

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 تعیین یافته استفاده شده به طوری که 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 وقهه

بهینه مدل از معیار حنان کوئین و شوارتز^۱ استفاده می‌شود. نتایج بیانگر آن است که طول وقفه ۲ بهینه است.

پس از تعیین وقفه بهینه مدل، با توجه به نماگرهای مرجع منتخب که پیشرو بودن آنها در جدول ۱ تایید شد، شاخص ترکیبی پیشرو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ساخته شده است.

جدول ۲. مدل خود رگرسیون برداری VAR خطی 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	.۰/۰
CGDP(-2)	-.۰/۲۳	.۰/۰۵	-۴/۳۹	.۰/۰
CM2(-1)	-.۰/۲۴	.۰/۱۳	-۱/۸۷	.۰/۰۷
CM2(-2)	.۰/۴۴	.۰/۰۸	۵/۴۶	.۰/۰
CSTOCK(-1)	-.۰/۰۴	.۰/۰۱	-۳/۶۵	.۰/۰
CSTOCK(-2)	.۰/۰۵	.۰/۰۱	۴/۷۹	.۰/۰
CROIL(-1)	-.۰/۱۰	.۰/۰۴	-۲/۳۴	.۰/۰۲
CROIL(-2)	.۰/۱۳	.۰/۰۳	۳/۶۹	.۰/۰
CISNT(-1)	-.۰/۱۷	.۰/۰۴	-۴/۵۸	-
CISNT(-2)	.۰/۱۴	.۰/۰۴	۳/۸۸	.۰/۰

مانند: 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 به کار 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 خطأ و آزمون‌های تشخیصی انجام گیرد.

آماره آزمون جارکو-برا^۱ که بر پایه توزیع کای-دو می‌باشد برابر $0/67$ بوده و با سطح احتمال $0/71$ ، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطأ را تایید می‌نماید.

آزمون ناهمسانی واریانس مدل(ARCH) بر پایه آماره فیشر برابر با $0/63$ در سطح احتمال $0/54$ و آماره کای-دو برابر $1/55$ در سطح احتمال $0/46$ ، بیانگر تایید فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل برآورده می‌باشد.

آزمون خود همبستگی مدل بریویش-گادفری^۲ مبنی بر آماره فیشر برابر با $0/4$ در سطح احتمال $0/53$ و آماره کای-دو برابر $0/41$ در سطح احتمال $0/52$ ، بیانگر تایید فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در مدل برآورده می‌باشد.

۴-۲. پیش‌بینی درون نمونه‌ای ادوار تجاری با استفاده از الگوی مارکف-سویچینگ

در پژوهش حاضر جهت ارزیابی عملکرد نماگر پیشرو ترکیبی(CLI) و پیش‌بینی ادوار تجاری اقتصاد ایران طی دوره $1393/2-1376/2$ از مدل مارکف سویچینگ^۳ استفاده شده است. الگوی مارکوف سویچینگ 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 یافته. 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

تورش دار خواهد بود. در روش مارکف واقعی به m حالت تقسیم می‌شوند که S_t واقعه t ام بوده و $t = 1, 2, \dots, m$ می‌باشد و هر واقعه می‌تواند یک تغییر رژیم در نظر گرفته شود. در واقع، S_t متغیر غیرقابل مشاهده‌ای است که تغییر آن منجر به تغییر متغیری مانند Y_t می‌گردد.

$$P(Y_t | Y_1 \dots Y_{t-1}) = P(Y_t | Y_{t-1}) \quad (14)$$

بر اساس این معادله، توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند s 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 درون زایی روابط بین مشاهدات متغیرها اشاره نمود. فرایند اتورگرسیو ($s = 2$) و برای رژیم دوم ($s = 1$) توسط $y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \rightarrow N(0, \sigma_1^2)$ و $y_t = \alpha_2 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \rightarrow N(0, \sigma_2^2)$ تبیین می‌شود و ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی‌های تصادفی ε_t و متغیر رژیم s_t تعیین می‌گردد. 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.

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \delta D + \gamma D y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

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.

$$y_t = \sum \sum (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it} I_i(S_t = i) \quad (16)$$

$$I_i(S_t = i) = \begin{cases} S_t = i \rightarrow 1 \\ S_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

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.

$$P_{ij} = P(S_{t+1} = j \mid S_t = i); \sum_{j=1}^m P_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\} \quad (17)$$

در مدل‌های مارکف سویچینگ با توجه به این که 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 به عنوان متغیر وابسته، وقفه‌های اول تا چهارم CLI و وقفه‌های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای مستقل و عرض از مبداء CLI نیز به عنوان متغیرهای تغییر رژیم درنظر گرفته شده‌اند. یکی از مسایل مهم در مدل‌های مارکف سویچینگ 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^۱ (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 اسپاگنو^۲ (۲۰۰۲) انجام شد، در نمونه با ۱۰۰ مشاهده سه معیار آکائیک، شوارتز و حنان کوئین 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 نمی‌باشد. 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 خطابه عنوان 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^۱، احتمال یکنواخت^۲ و احتمالات برآورد شده^۳ اشاره نمود. در متداول‌ترین روش، مقدار اولیه احتمالات رژیم به وسیله 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 اعماض از اطلاعات گذشته، احتمالات برابری را به رژیم‌ها داد. اخیراً، مقادیر اولیه احتمالات را به عنوان 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	.۰۰۸	.۰۰۳	۲/۹۲	.۰۰۱
GDP_2	.۰۰۲	.۰۰۲	۲۰/۸۰	.۰۰۰
GDP_3	.۰۰۰	.۰۰۲	۲۲/۹۰	.۰۰۰
GDP_4	-.۰۰۲۳	.۰۰۲	-۹/۵۰	.۰۰۰
CLI_1	-.۰۰۳۳	.۰۰۴	-۷/۹۹	.۰۰۰
CLI_2	-.۰۰۴۶	.۰۰۶	-۷/۹۷	.۰۰۰
CLI_3	-.۰۰۲۲	.۰۰۵	-۴/۳۳	.۰۰۰
CLI_4	.۰۰۲۲	.۰۰۴	۵/۰۷	.۰۰۰
CSeasonal	۲/۱۵	.۰۱۵	۱۴/۲۰	.۰۰۰
CSeasonal_1	.۰۰۲	.۰۱۵	۲/۸۶	.۰۰۱
CSeasonal_2	-.۰۰۴۰	.۰۱۷	-۲/۳۲	.۰۰۳
Constant(0)	-۱/۸۲	.۰۲۸	-۶/۵۸	.۰۰۰
Constant(1)	.۰۰۶	.۰۱۲	۷/۸۲	.۰۰۰
Constant(2)	۳/۵۰	.۰۳۷	۹/۵۷	.۰۰۰
CLI(0)	۱/۲۶	.۰۱۲	۱۰/۳۰	.۰۰۰
CLI(1)	۱/۲۸	.۰۱۴	۳۴/۹۰	.۰۰۰
CLI(2)	۱/۰۴	.۰۱۳	۷/۷۹	.۰۰۰
sigma(0)	۱/۱۳	.۰۲۰	۵/۷۸	.۰۰۰
sigma(1)	.۰۰۸	.۰۰۳	۵/۷۱	.۰۰۰
sigma(2)	۱/۲۷	.۰۲۴	۵/۲۳	.۰۰۰
p_{0 0}	.۰۰۶	.۰۱۰	۳/۶۶	.۰۰۰
p_{1 0}	.۰۰۸	.۰۰۹	۲/۱۳	.۰۰۴
p_{0 1}	.۰۰۲	.۰۱۲	۳/۴۳	.۰۰۰
p_{1 1}	.۰۰۲	.۰۱۲	۳/۵۸	.۰۰۰
p_{0 2}	.۰۰۸	.۰۱۰	۲/۸۶	.۰۰۱
p_{1 2}	.۰۰۳	.۰۱۰	۳/۲۰	.۰۰۰
xi_{1 0}(0)	۱/۰۰			
xi_{1 0}(1)	.۰۰۰			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد مدل (جدول ۳) نشان می‌دهد که متغیرهای با رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص ترکیبی پیشو ا 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 مبدأ، پارامترهای اتورگرسیو ساختاری پیشو و ناهمسانی واریانس در هر سه رژیم (رکود، رشد ملایم و رونق) معنادار می‌باشند. در نهایت ماتریس احتمالات انتقال به لحاظ آماری معنی دار بوده و نتایج آن در جدول ۸ آورده شده است.

جدول ۴. ماتریس احتمال انتقال رژیم‌ها

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 قرارگرفتن در رژیم‌های رکود، رشد ملایم و رونق در دوره $t+1$ به ترتیب برابر با $0/36$ ، $0/42$ و $0/39$ می‌باشد. احتمال انتقال از رژیم رشد ملایم به رکود برابر $0/42$ و احتمال انتقال از رونق به رکود برابر $0/28$ است. احتمال انتقال از دوره رکود به رشد ملایم برابر $0/18$ و از دوره رونق به رشد ملایم برابر $0/33$ خواهد بود. احتمال انتقال از رکود به دوره رونق $0/46$ و از دوره رشد ملایم به دوره رونق $0/16$ می‌باشد. همچنین متوسط طول دوره رکود برابر با $1/5$ فصل، متوسط طول دوره رشد ملایم $1/69$ فصل و متوسط طول دوره رونق $1/64$ فصل می‌باشد.

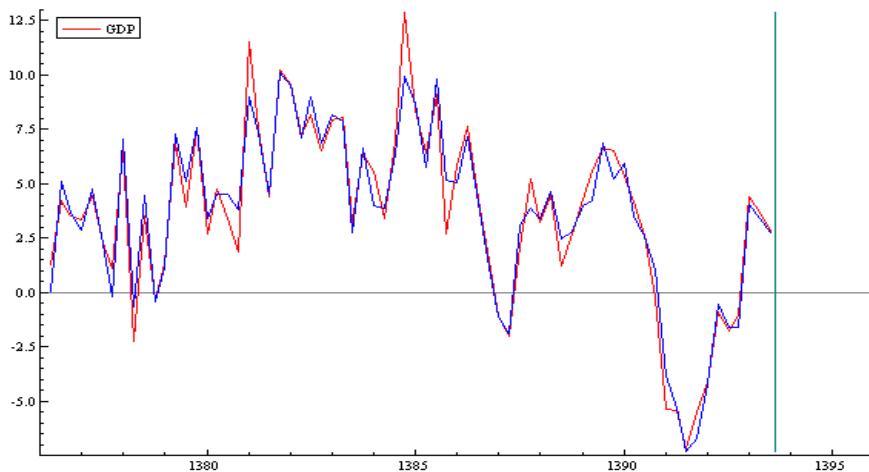
آزمون‌های تشخیصی مدل در جدول ۵ آورده شده است. آماره آزمون خود همبستگی مربعات جملات خطای که بر پایه توزیع کای-دو می‌باشد با درجه ازادی ۱۲ برابر $8/69$ بوده و در سطح احتمال $0/72$ ، فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی جملات خطای را نمی‌توان رد کرد. آزمون واریانس ناهمسانی مدل (ARCH) که بر پایه آماره فیشر می‌باشد برابر با $0/0008$ در سطح احتمال $0/97$ فرضیه

صفر مبني بر عدم وجود واريانس ناهمسانی در مدل برآوردي تاييد می نماید. آماره نرمال بودن جملات خطابيانگر تاييد فرضيه صفر مبني بر نرمال بودن جملات خطابيانگر می باشد.

جدول ۵. آزمون های تشخيصي 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: يافته های تحقیق



نمودار ۱. پيش بيني درون نمونه اي مدل مارکف سوييچينگ 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.

جدول ۶ 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	-۰/۰۵۲	.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	۲/۳۳	.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)	-۰/۰۵۲	.۰/۰۸	-۶/۳۱	.۰/۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج هر دو مدل و بر اساس معیارهای انتخاب مدل آکاییک، لگاریتم احتمال و مجموع مربعات خطأ (جدول ۷)، شاخص پیشرو ترکیبی ساخته شده توانسته ادوار تجاری اقتصاد ایران را شناسایی و بخشی از نوسانات تولید ناخالص داخلی را توضیح دهد. معیار آکاییک در مدل برآورد شده با لحاظ CLI برابر ۴/۷۸ بوده که از این معیار در مدل بدون CLI (۵/۰۶) کوچکتر می‌باشد. معیار CLI احتمال نیز در مدل برآورد شده با لحاظ CLI (۱۳۹/۲) از این معیار در مدل بدون CLI 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 خطای مدل با لحاظ CLI بیانگر عملکرد بهتر این مدل در مقایسه با مدل بدون لحاظ CLI می‌باشد.

جدول ۷. معیارهای انتخاب مدل

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

مأخذ: نتایج تحقیق

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

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به هدف پژوهش حاضر مبنی بر ساخت نماگر پیشرو برای اقتصاد ایران و بررسی نحوه عملکرد آن جهت پیش‌بینی دوره‌های رکود و رونق پس از بیان مبانی نظری ساخت شاخص‌های پیشرو در اقتصاد و بررسی مطالعات انجام شده، با در نظر گرفتن آمارهای بهنگام 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 ساختمنهای نیمه تمام انتخاب گردید. جهت ارزیابی عملکرد نماگر پیشرو ترکیبی (CLI) و پیش‌بینی درون نمونه‌ای رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۹۳/۲ - ۱۳۷۶/۲ مدل مارکف سویچینگ به کار گرفته شد. متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته، وقفه‌های اول تا چهارم CLI و وقفه‌های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای مستقل و عرض از مبدأ و CLI نیز

به عنوان متغیرهای تغییر رژیم در نظر گرفته شدند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که متغیرهای با وقه 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 شده‌اند، از نظر آماری معنادار می‌باشند. متغیرهای انتقال رژیم شامل عرض از مبدأ، 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 بهنگام نماگرهای پیشرو اقدام نمایند. همچنین جهت مطالعات آتی به کارگیری روش‌های پیش‌بینی پارامتریک و ناپارامتریک مانند مدل‌های بازرسی، شبکه‌های عصبی، الگوریتم ژنتیک و مدل‌های ادغامی و ساخت پنجره واحد جهت شناسایی ادوار تجاری اقتصاد ایران و رشد اقتصادی پیشنهاد می‌گردد.

منابع

۲۵۳ شناسایی ادوار تجاری ...

جهانگرد، اسفندیار و علیرضا فرهادی کیا (۱۳۸۷)، "پیش‌بینی روند اقتصادی با شاخص‌های پیشرو در اقتصاد ایران"، مجله علوم اقتصادی، شماره ۲۰، صص ۷-۵۷.

درگاهی، حسن (۱۳۹۲)، شناسایی شاخص‌های پیشرو و ساخت شاخص ترکیبی جهت تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران (چاپ اول)، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی صالحی سریژن، مرتضی؛ ریسی اردلی، غلامعلی و نادر ستاب بوشهری (۱۳۹۲)، "نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سویچینگ"، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، شماره ۳، صص ۸۳-۶۷.

طیب‌نیا، علی و سعید تقی مولابی (۱۳۹۵)، "برخی حقایق ادوار تجاری در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۲۴، صص ۵۷-۸۴.

فاضل، مهدی؛ توکلی، اکبر و مصطفی رجبی (۱۳۹۲)، "مقایسه عملکرد الگوی ARIMA و MS-AR در پیش‌بینی ادوار تجاری ایران"، مجله مدلسازی اقتصادی، شماره 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، دوره ۵، شماره ۲، 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 Filter". *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.