فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی شماره ۸۴ مسلل 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

ابراهيم صيامي عراقي

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی ebrahimsiami@gmail.com

متغیرهای اقتصادی را می توان از منظر زمان تأثیر گذاری بر ادوار تجاری به سه دسته نما گرهای پیشرو، همزمان و تاخیری تقسیم بندی نمود. نما گرهای پیشرو، به آن گروه از سری های اقتصادی گفته می شود که انتظار می رود قبل از تحولات رونق و رکود اقتصادی تغییر جهت دهند و نشانه ای برای روندهای آینده اقتصاد باشند. در این پروهش شاخص ترکیبی پیشرو از میان ۱۳ نما گرهای پیشرو شناسایی شده برای اقتصاد ایران با ترکیب نما گرهای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص کل سهام، در آمدهای نفتی، سرمایه گذاری در ساختمانهای نیمه تمام ساخته شد. جهت ارزیابی عملکرد نما گر پیشرو ترکیبی (CLI) و پیش بینی درون نمونه ای رشد تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۷۶/۲ – ۱۳۹۳/۳ از مدل مارکف سوییچینگ استفاده گر دید. متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته، وقفههای اول تا چهارم رولد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای ناز به عنوان متغیرهای تغییر رژیم در نظر گرفته شدند. از جمله توصیههای سیاستی این پروهش توجه سیاستگذاران به نما گرهای هشداردهنده اقتصادی به ویژه در شرایط رکودی، عدم اتکا به روند یک نما گر پیشرو منفرد با توجه به تفاوت منبع ادوار تجاری و لحاظ نما گر پیشروی ترکیبی جهت اتخاذ سیاستهای اقتصادی صحیح، می باشند.

طبقهبندی JEL: ,C43, E32, C51, C43

واژگان كليدى: ادوار تجارى، نماگرهاى پيشرو، شاخص تركيبى پيشرو، مدل ماركف سوئيچينگ.

1. مقدمه

در طول زمان، دوره هایی و جو د دار د که اقتصاد در حال رونق بو ده و متعاقب آن در و ضعیت رکو د قرار می گیرد به این نوسانات اقتصادی که به صورت رکود و رونق می باشید و در اطراف مسیر رشید بلند مدت اقتصادی شکل می گیرد و مسیر مذکور را تحت تأثیر قرار می دهـد، ادوار تجاری اطلاق مي گردد. اهميت ادوار تجاري و شناخت علل بروز اين نوسانات مي تواند سياست هاي کلان اقتصادي را به صورت مطلوب تر در راستای ثبات اقتصادی و کاهش انحراف رشد اقتصادی از مسیر بلند مدت هدایت نماید. در مطالعات نظری متغیرهای اقتصادی اثر گذار بر ادوار تجاری را می توان بر اساس متغیرهای واقعی، یولی، 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 می شوند. متغیر های مالی نیز توسط تئوری شتاب مالی و متغیر های قیمتی در نظریه ادوار تجاری نئو کینزین ها مورد تاکید قرار گرفتهاند. از طرف دیگر برای تحلیل و پیش بینی شرایط رونـق و ر کود 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 می باشد (درگاهی، ۱۳۹۲). رویکر د استفاده از نماگر پیشرو اولین بار توسط میشل و برنز ^۱ (۱۹۳۸) و برنز و میشل ۱۹۴۶) در تحلیل های اقتصادی به کارگرفته 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 نگرش های متفاوتی را درخصوص 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 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 پیش بینی دوره های 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 پیش بینی 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 داده های 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 نتیجه گیری 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) در تحلیلهای اقتصادی به کارگرفته شد. هنگام انتخاب مقدار هدف فعالیت کل و نماگرهای پیشرو، دو موضوع مطرح می گردد:

- انتخاب متغير 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 می باشد در حالی که ادوار کلاسیک بر سطح متغیر هدف متکی است. نقطه شروع ساخت نماگرهای پیشرو انتخاب متغیر هدف (متغیرهایی که فرض می شود توسط نماگرها هدایت می شوند) می باشد. متغیر هدف برای نماگرهای پیشرو می تواند 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 می دهد". 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 نمی گیرد. 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 سرمایه گذاری بیش از اندازه رخ دادهاند. در حوزه ارویا، رکود ۱۹۹۳-۱۹۹۰ بر خلاف رکودهای قبلی طولانی تر بود و از ابتدای ۱۹۹۰ آغاز و تا ۱۱ فصل ادامه یافت. از این رو ترکیبی از نماگرهای پیشرو می تواند در دریافت نشانه های آتی از بخش های مختلف اقتصاد سودمندتر باشد. ساخت شاخص ترکیبی مستلزم چندین مرحله است و باید در چارچوب غیرمدلی یا مدل اقتصادسنجی خاص و همراه با متغیر هـدف بـه کـار بر ده شود. نما گرهای که بر مبنای اقتصاد سنجی نمی باشند به آسانی ساخته، توضیح و تفسیر می گردند که این ویژگیها به خصوص برای عموم مردم و سیاستگذاران بسیار ارزشمند میباشند. علاوه بر این، ساده سازی اغلب یک مزیت برای پیش بینی می باشد. از دیدگاه اقتصاد سنجی، نما گرهای پیشروی تركيبي ساخته شده با استفاده از فرآيند فوق الذكر با انتقادات متعددي مواجه هستند. به عنوان مثال، هیچ مرجع موثقی برای متغیر هدف در جریان ساخت نماگر پیشروی ترکیبی وجود ندارد، سیستم وزن دهی در طول زمان ثابت بوده و اغلب به دلیل موضوعات آماری مانند تغییر در فر آیند تولید نماگر یا عملکرد نامناسب گذشته، مورد بازبینی دورهای قرار می گیرد.

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 فیلتر کردن مانند هدریک-پرسکات، باکستر-کینگ و... ادوار تجاری استخراج گردد. روشهای 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 (۱۹۷۷) و سارجنت و سیمز آ (۱۹۷۷) گسترش یافتند اما استفاده از آنها در بیشتر تحلیلهای ادوار تجاری پس از انتشار مقاله استاک و واتسون (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 می شوند. 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، در آمد قابل تصرف واقعی، ساعات کار و فروش بر آورد 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 تغیرای 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 ایجاد شده 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 می شود. این موضوع توسط همیلتون (۱۹۸۹) مورد توجه قرار گرفت. بر این اساس در مدل مارکوف سوییچینگ هملیتون سازی می شود. 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 نمی دهد، بلکه به بطور غیر مستقیم رفتار آنها را تعیین می کند و می تواند به میزان قابل ملاحظه ای در دوره های مختلف به جوخه 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 (۱۹۹۶) اشاره نمود که پارامترهای مدل عاملی مطالعه استاک و واتسون(۱۹۸۹) را قادر به تغییر در چرخه تجاری مطابق با فرایند مارکوف می سازد. کیم و نلسون (۱۹۸۹)، مدل مذکور را در چارچوب بیزی با استفاده از نمونه گیر گیبز بر آورده 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 (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 می کند، 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 پیش بینی می کند، تجمیع می شوند. برای روند زدایی سریها از فیلتر هدریک و پرسکات (HP) استفاده می گدد. این روش، یک تکنیک هموار کننده است که سریهای فصلی زدایی شده را به اجزاء سیکل و روند تجزیه می کند. 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 سری های فصلی زدایی شده شاخص پیشرو ترکیبی با فیلتر HP
- ۶. هموارسازی اجزاء سیکلی با MCD 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.

سری های 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، سپرده های ارزی در سیستم بانکی، دارایی های خارجی و اعتبار داخلی می باشند.

کاریرو و مارسلینو 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 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 در آمد قابل تصرف حقیقی خانوار برای سالهای ۱۹۷۸–۱۹۷۸ با تواتر ماهانه می باشد.

از مهمترین یافته این مقاله برای پیش بینی های اقتصادی آن است که می بایست توجه بیشتری به ساخت شاخص های پیشرو ترکیبی نسبت به شاخص های 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 می بایست بهبود یابد زیرا بسیاری از روش های موجود نتایج مناسب سیستماتیکی را ارائه نمی دهند.

^{1.} Months for Cyclical Dominance

^{2.} Carriero and Marcellino

وسلینو (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 ۲۰۰۰-۲۰۱۱ به صورت ماهانه استفاده شده است.

مؤلفه های به کارگرفته 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 روش شناسی کمیته کنفرانس برای ساخت نماگر ترکیبی، ساخته شده است. روش بری-بوشان که جهت سالیابی سیکل های تجاری بلغارستان به کار گرفته شد جواب دقیقی را در تعیین نقاط عطف ر کودها طی دوره سیکل های تجاری بلغارستان به کار گرفته شد جواب دقیقی را در تعیین نقاط عطف ر کودها طی دوره قبل از ژانویه سال ۲۰۰۷ داشته است. سیکل های تجاری ملی به نظر می رسد نسبت به سیکل های منطقه یورو قبل از ژانویه سال ۲۰۰۷ با تأخیر و بعد از آن زودتر اتفاق افتادهاند. ر کود بزرگ اخیر برای بلغارستان در ماه ژوئن ۲۰۰۷ آغاز شد و تا مارس ۲۰۱۱ همچنان ادامه دارد. نماگرهای پیشرو این علامت را می دهند که ر کود بزرگ در بلغارستان در آینده ای نزدیک یایان خواهد یذیرفت.

درگاهی (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 کالمن، VAR و VECM و VAR 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 برتـری الگـوی VECM نسبت به VAR می باشد.

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 بر آورد 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 بر آورد الگو، پیش بینی می شود 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 می کند. با این شیوه می توان 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 می دهد 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.

همچنین، تقدم و تأخر سرمایه گذاری 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 می کنند.

٤. ساخت شاخص پيشرو ترکيبي و برآورد مدل

براساس تئوری های ادوار تجاری، نما گرهای اقتصادی اثر گذار در قالب نما گرهای بخش واقعی اقتصاد، پولی، مالی و قیمتی انتخاب شده اند. از این رو، رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر هدف و متغیرهای رشد در آمدهای مالیاتی، رشد سرمایه گذاری در ساختمانهای نیمه تمام، رشد سرمایه گذاری در ساختمانهای شروع شده، رشد سرمایه گذاری در ساختمانهای تکمیل شده، رشد سرمایه گذاری در ماشین آلات، رشد نرخ ارز واقعی بازار غیر رسمی، رشد نقدینگی واقعی، رشد شاخص قیمت تولید کننده، رشد تعداد پروانه های ساختمانی صادرشده در مناطق شهری، رشد پروانه های بهره برداری ازواحدهای صنعتی، رشد جواز تاسیس واحدهای صنعتی، رشد شاخص قیمت سهام، رشد شاخص کل سهام، رشد مانده تسهیلات اعطایی به بخشهای رشد شاخص قیمت سهام، رشد شاخص کل سهام، رشد مانده تسهیلات اعطایی به بخشهای مرجع از منظر پیشرو، همزمان و تاخیری بودن و رفتار سریهای مرجع در ادوار تجاری از همبستگی مرجع از منظر پیشرو، همزمان و تاخیری بودن و رفتار سریهای مرجع در ادوار تجاری از همبستگی متفایل استفاده شده است.

جهت	وقفه	Lead	Lag	همزمان	متغير
مخالف	-	_	-	٠/۵٠۶١	نرخ ارز بازار آزاد
موافق	۴	•/1٧٧۴	-	-	سرمایه گذاری در ساختمانهای نیمه تمام
موافق	۴	./٢۵۴١	-	-	سرمایه گذاری در ساختمانهای شروع شده
مخالف	١	•/49•4	-	-	سرمایه گذاری در ساختمانهای تکمیل شده
موافق	٣	•/٢١٢٣	-	-	نقدينگى
موافق	٣	•/118	-	-	درآمدهای نفتی
موافق	۲	•/4477	-	-	پروانه بهره برداری از واحدهای صنعتی
مخالف	١	٠/٣٠١٥	-	-	شاخص قيمت توليد كننده
موافق	۴	•/٣٨٣۵	-	-	تعداد پروانههای ساختمانی صادرشده در مناطق شهری
مخالف	٣	•/1797	-	-	شاخص كل قيمت سهام
موافق	۴	-	•/1•٧•	-	شاخص قيمت سهام صنعت
موافق	٣	•/1٨٣٣	_	-	در آمد مالیاتی

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

ماخذ: يافته هاى تحقيق

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 تولید کننده، سرمایه گذاری 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 می تواند 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 اقتصاد کلان است. برخی از این روشها عبارت از روش میانگین متحرک ساده، روندهای خطی فیلتر شده، فیلترهای خطی پیشرفته مانند هدر یک-پرسکات و فیلترهای میان گذر باکستر و کینگ (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتز جرالد (۲۰۰۳) و مدلهای با اجزاء غیرقابل مشاهده ناهمبسته ((UC)) مرتبط با تحلیل سریهای زمانی ساختاری هروی (۱۹۸۹) می باشند. تجزیه بوریج و نلسون که خصوصیت ریشه واحد بسیاری از متغیرهای اقتصادی را لحاظ می کند ابزار مفیدی بوده که سریها را به روند معین، گام تصادفی و سیکل تجزیه می کند.

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 در جزء نامنظم، لازم است مداخله های شیب و سطح شناسایی شود. به طور کلی، این مداخله ها اطلاعاتی درمورد شکست های مهم و تغییرات ساختاری در یک تاریخ معین در طول دوره تخمین را ارائه می دهند. جزء نامنظم رامی توان به عنوان اثر ضربه/ تکانه یک شوک یا رخداد غیر منتظره توصیف کرد که اثر موقت و گذرا برروند دارد و درنتیجه عکس العمل کوتاه مدت است. مداخله های سطح و شیب اثر دائمی برروند دارند، لذا اثرات آنها تاپایان دوره تخمین تداوم دارد. برای استخراج سیکل ها به جای سطح متغیرها از نرخ رشد آنها استفاده گردید و با توجه به فصلی بودن داده ها، رتبه سیکل ها تا ۴ و قفه آزمون شد و بر اساس معیار آکاییک و بیزین - شوار تز، بهترین و قفه انتخاب و سیکل مربوطه استخراج گردید و با لحاظ جزء مداخله و روش بر آورد حداکثر راستنمایی، اجزاء سیکل، روند، نامنظم، فصل استخراج گردید. جهت بررسی خوبی برازش مدل، آزمون های

^{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. مهم ترین 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 فیلتر کردن به روز می شود. شکل فضا حالت از دو معادله سنجش و انتقال تشکیل شده است. معادله سنجش، ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده را توضیح می دهد و معادله انتقال، یویایی متغیرهای غیرقابل مشاهده را بیان می نماید.

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

برونزا، P_t : شوک می باشند. E_t متغیرهای برونزا، P_t : شوک می باشند. P_t : شوک می باشند.

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 می دهد، استفاده می شود. این مفهوم متفاوت از پیش بینی است زیرا پیش بینیها برای آینده می باشند اما فیلتر کردن، تخمینهایی را از متغیرهای غیرقابل مشاهده برای زمان مشابه با مجموعه اطلاعات فراهم می کند. فیلتر کالمن یک فیلتر خطی بازگشتی است که در ابتدا به عنوان 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 می کند. فیلتر از مشاهدات جاری بهت پیش بینی مقدار غیرقابل مشاهده دوره بعد استفاده می کند و سپس مقادیر واقعی آینده را برای بههنگام نمودن پیش بینی به کار می گیرد.

^{1.} Measurment

^{2.} Transition

این فیلتر یک روش بازگشتی برای پیش بینیهای بهینه از متغیرهای غیرقابل مشاهده و بر آوردهای 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 بر اساس اطلاعات در دسترس در زمان t بو نیز به هنگام کردن این تخمینها با توجه به اطلاعات اضافی مربوط به زمان t به دست می آید. 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 می گیرد. با معرفی مشاهدات جدید به سیستم تخمین اجزاء غیر قابل مشاهده با بکار گیری روش فیلتر کردن قابل به روز شدن است. از این رو، مشاهدات دور تر در یک سری زمانی بر تخمینهای نزدیک اثر گذار است. مراحل رهیافت فیلتر کالمن به شرح زیر است:

مرحله پیش بینی

$$\beta_{t|t-1} = \mu + F\beta_{t-1} \tag{1}$$

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

$$\alpha_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} \tag{(4)}$$

$$f_{t|t-1} = ZP_{t|t-1}Z_t' + R \tag{f}$$

مرحله بههنگام سازی

$$\beta_{i|t} = \beta_{t|t-1} + K_t \alpha_{t|t-1} \tag{(a)}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t Z_t P_{t|t-1} \tag{(9)}$$

$$K_{t} = P_{t|t-1} Z' f_{t|t-1}^{-1} \tag{Y}$$

و ماتریس (۱) و ماتریس بینی $\beta_{t|t-1}$ و معین هستند و مقدار پیش بینی $\beta_{t|t-1}$ بوسیله معادله (۱) و ماتریس خطای پیش بینی آن در معادله (۲) محاسبه می شود. با داشتن مقدار $\beta_{t|t-1}$ می توان مقدار $\gamma_{t|t-1}$ را

پیش بینی نمود و چون مقدار متغیر y_t مشخص می شود، خطای پیش بینی توسط معادله (۳) محاسبه شده و معادله (۴) نیز مقدار واریانس خطای پیش بینی را اندازه گیری می کند.

در مرحله به هنگام سازی، با استفاده از اطلاعات به دست آمده در مرحله پیش بینی، مقدار ضریب کالمن از معادله(۷) محاسبه می شود. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به خطای اندازه گیری α_{l+1-1} در دسترس است، در مرحله به هنگام سازی متغیرهای غیرقابل مشاهده بار دیگر محاسبه می شوندبا این تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس انجام می شود. در معادله (۶) تفاوت که محاسبات این مرحله با استفاده از همه اطلاعات در دسترس انجام می شود. در معادله (۶) اطلاعات مربوط به α_{l+1} و اطلاعات به دست آمده از خطای پیش بینی محاسبه شده در مرحله قبل است. مقدار X با ماتریس واریانس کواریانس α_{l+1} ، یعنی ماتریس α_{l+1} رابطه مثبت دارد، بنابراین با افزایش نااطمینانی در مورد پیش بینی α_{l+1} مقدار افزایش یافته و مقدار X افزایش خواهد یافت. بر اساس رابطه (۵) افزایش مقدار X به معنی آن است که وزن بیشتری به اطلاعات ارائه شده توسط خطای پیش بینی α_{l+1} انتظار می رود که اهمیت اطلاعات به دست آمده از آن در معادله (۵) باید کمتر شود. مورد α_{l+1} انتظار می رود که اهمیت اطلاعات به دست آمده از آن در معادله (۵) باید کمتر شود. به مورد α_{l+1} انتظار می دهد که ماتریس خطای پیش بینی α_{l+1} در مرحله به هنگام سازی کاهش یافته است به به طوری که α_{l+1} یک ماتریس مثبت معین می باشد، از این رو، نااطمینانی در مرحله به هنگام سازی نسبت به پیش بینی های مرحله اول قابل اعتماد تر خواهد بود .

٤-١. ساخت شاخص پيشرو تركيبي

در این مقاله جهت ساخت شاخص پیشرو ترکیبی (CLI) از مدل خود رگرسیون برداری VAR استفاده شده است. مدلهای VAR یکی از چارچوبهای مبتنی بر مدل جهت در که 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 می باشند. جهت ساخت شاخص ترکیبی پیشرو فرض کنید M نماگر همزمان در بردار N نماگر پیشرو در بردار N نماگر پیشرو در بردار N

گروهبندی می گردند. در اینجا، فرض می شود که $(X_t\,,\,Y_t)$ بطور ضعیفی ایستا هستند و توسط (۱) VAR شرح داده می شوند:

$$\begin{pmatrix} x_{t} \\ y_{t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{x} \\ c_{y} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix},$$

$$\begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix} \approx i.i.d. \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sum_{xx} & \sum_{xy} \\ \sum_{yx} & \sum_{yy} \end{pmatrix}$$

$$(A)$$

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

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

برای آنکه ۷ مجموعه ای از نماگرهای پیشرو باشد باید هنگامی که $A \neq 0$ است $B \neq 0$ نیز برای پیش بینی برقرار باشد. همچنین، مقادیر وقفه ای متغیرهای همزمان حاوی اطلاعات مفیدی برای پیش بینی میباشند. هر دو فرضیه به آسانی قابل آزمایش بوده به طوری که اگر فرضیه A = 0 B = 0 تأیید نشود، یک نماگر پیشرو مبتنی بر رگرسیون ترکیبی برای X_{t+1} که به شکل بردار در نظر گرفته شده است) می تواند به شکل ذیل ارائه شود:

$$CLI1_{t} = \hat{c}_{x} + \hat{A}x_{t} + \hat{B}y_{t} \tag{(4)}$$

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

^{1.} Recursive estimation

این روش را می توان هنگامی که مقدار متغیر هدف بجای دوره t+h مد نظر می باشد را استفاده نمو د. به عنوان مثال، هنگامی که h= au است،

$$CLI1_{t}^{h=2} = \hat{c}_{x} + \hat{A}\hat{x}_{t+1|t} + \hat{B}\hat{y}_{t+1|t} = \hat{c}_{x} + \hat{A}(\hat{c}_{x} + \hat{A}x_{t} + \hat{B}y_{t}) + \hat{B}(\hat{c}_{y} + \hat{C}x_{t} + \hat{D}y_{t})$$
 (\cdot\cdot\cdot)

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

$$\begin{pmatrix} x_{t} \\ y_{t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \widetilde{c}_{t} \\ \widetilde{c}_{y} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \widetilde{A} & \widetilde{B} \\ \widetilde{C} & \widetilde{D} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-h} \\ y_{t-h} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \widetilde{e}_{xt} \\ \widetilde{e}_{yt} \end{pmatrix}$$
 (11)

نشان می دهد که پارامترهای جدید ترکیبی از پارامترهای معادله (۲۷) می باشند و $e^{\widetilde{e}_{yt}}$ از رتبه \sim از رتبه h-1 همبسته می باشند. به طور ویژه:

$$\begin{pmatrix} \widetilde{c}_{x} \\ \widetilde{c}_{y} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h-1} \begin{pmatrix} c_{x} \\ c_{y} \end{pmatrix},$$

$$\begin{pmatrix} \widetilde{A} & \widetilde{B} \\ \widetilde{C} & \widetilde{D} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h},$$

$$\begin{pmatrix} \widetilde{e}_{xt} \\ \widetilde{e}_{yt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h-1} \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix}$$

$$(YY)$$

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

$$C\widetilde{L}I1_{t}^{h} = \hat{\widetilde{c}}_{x} + \hat{\widetilde{A}}x_{t} + \hat{\widetilde{B}}y_{t} \tag{17}$$

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 به طوری که تمامی متغیرها بر اساس آماره $^{\mathcal{T}}$ و سطح احتمال ۹۵ درصد در سطح ایستا می باشند. از این رو، در مرحله بعد مدل VAR بر آورد خواهد شد و جهت تعیین وقفه

بهینه مدل از معیار حنان کوئین و شوار تز استفاده می شود. 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.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
С	•/19	•/٢٢	•/٧٣	•/47
CGDP(-1)	•/44	•/• Y	4/97	•/••
CGDP(-2)	-•/ ۲۳	٠/٠۵	-4/49	•/••
CM2(-1)	-•/۲۴	•/1٣	-1/AY	•/•٧
CM2(-2)	•/44	٠/٠٨	۵/۴۶	•/••
CSTOCK(-1)	-•/• ۴	•/•1	-٣/ ۶۵	•/••
CSTOCK(-2)	٠/٠۵	•/•1	4/19	•/••
CROIL(-1)	-•/1•	•/•۴	- ۲/۴	٠/٠٢
CROIL(-2)	٠/١٣	٠/٠٣	4/89	•/••
CISNT(-1)	-•/ 1 V	•/•۴	- ₹/۵ \	-
CISNT(-2)	•/14	•/•۴	4/77	•/••

ماخذ: نتايج تحقيق

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، در آمدهای 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 که بر پایه توزیع کای- دو میباشد برابر ۱/۶۷ بوده و با سطح احتمال ۱/۷۱ فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا را تایید مینماید.

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

آزمون خود همبستگی مدل بریویش-گادفری کمبتنی بر آماره فیشر برابر با ۴/۰ 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 بر آوردی می باشد.

٤-٢. 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 ۱۳۷۶/۲-۱۳۷۶/۲ از مدل مارکف سوییچینگ استفاده شده است. الگوی مارکوف سوییچینگ مین از مشهور ترین 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 می کند. یک متغیر سیاستی ممکن است در دورهای از زمان دارای رفتار و فرایندی خاص باشد و در دورهای دیرگر 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 وقایع به m حالت تقسیم می شوند که St واقعه t ام بوده و t = t میباشد و هر واقعه می تواند یک تغییر رژیم در نظر گرفته شود. در واقع، t متغیر غیر قابل مشاهده ای است که تغییر آن منجر به تغییر متغیری مانند t می گردد.

$$P(Y_t | Y_1 ... Y_{t-1}) = P(Y_t | Y_{t-1})$$
(15)

بر اساس این معادله، توزیع احتمال Y در هر زمانی مانند t بستگی به وضعیت آن در 1-1 دارد. از مزیت های این مدل، انعطاف پذیری آن در لحاظ تغییرات واریانس بین فرایندها همراه با تغییر در میانگین می باشد. از دیگر مزایای روش مار کوف—سوئیچینگ می توان به تفکیک درون زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون زایی روابط بین مشاهدات متغیرها اشاره نمود. فرایند مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون زایی روابط بین مشاهدات متغیرها اشاره نمود. فرایند اتور گرسیو $S_t=2$ متغیر و نیز تفکیک درون زایی روابط بین مشاهدات متغیرها اشاره نمود و روز گرسیو $S_t=2$ بین می شود و ویژ گی های $S_t=1$ بوسط ویژ گی های $S_t=1$ بر مشتر کا توسط ویژ گی های تعیین می گردد. در صورتی که جزء اخلال در دو رابطه ویژ گی های تغییرات $S_t=1$ بر ما می توان با استفاده از متغیرهای مجازی به صورت یک مذکور یکسان باشند، فرایند تغییرات $S_t=1$ بر امی توان با استفاده از متغیرهای مجازی به صورت یک مدل ارایه نمود.

$$y_{t} = \alpha_{1} + \beta_{1} y_{t-1} + \delta D + \gamma D y_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
(10)

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 می توان با فرض فرایند اتور گرسیو مرتبه P و با t رژیم مدل سازی نمود.

$$y_{t} = \sum \sum (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}) I_{i}(S_{t} = i)$$

$$I_{i}(S_{t} = i) = \begin{cases} S_{t} = i \rightarrow 1 \\ S_{t} \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

$$(19)$$

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.

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

در مدلهای مارکف سوییچینگ با توجه به این که کدام قسمت مدل اتورگرسیو وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد به انواع مختلف طبقه بندی می شود. چهار حالت انتقال در میانگین (MSM)، عسرض از مبداه (MSI)، پارامترهای اتورگرسیو (MSA) و ناهمسانی در واریانس (MSH) بیشتر مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مدل شامل رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته، وقفه های اول تا چهارم CLI و وقفه های اول تا چهارم رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان 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 رژیم ها 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 (۱۹۹۲) قرار گرفته است. از روشهای انتخاب مدل می توان به معیارهای آکائیک ، شوار تز و حنان کوئین اشاره نمود. بر اساس شبیه سازی مونت - کارلو که توسط ساراداکیس و اسپاگنولو ۲ (۲۰۰۲) انجام شد، در نمونه با ۱۰۰ مشاهده سه معیار آکائیک، شوار تز و حنان کویین تعداد رژیم ها را به طور قابل ملاحظهای کمتر از حد بر آورد 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 بر آورد 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 به 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 می توان به روش حل ارگودیک ، احتمال یکنواخت و احتمالات بر آورد شده اشاره نمود. در متداول ترین روش، مقدار اولیه احتمالات رژیم به وسیله مقادیر ارگودیک (وضعیت ثابت) منتج از ماتریس انتقال مارکف تعیین می شوند. بنابراین مقادیر تابعی از پارامترهای تعیین کننده ماتریس انتقال می باشند. در حالت دیگر، از دانش قبلی جهت تعیین مقادیر احتمال رژیم استفاده می شود یا با اغماض از اطلاعات گذشته، احتمالات برابری را به رژیمها داد. اخیراً، مقادیر اولیه احتمالات را به عنوان پارامترهایی بر آورد می نمایند. بر این اساس، در این پژوهش از روش احتمالات بر آورد شده استفاده شده استفاده شده استفاده شده استفاده

^{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	٠/٠٨	٠/٠٣	7/97	•/•1
GDP_2	•/47	•/•٢	Y • / A •	•/••
GDP_3	•/Δ•	•/•٢	۲۲/9 •	•/••
GDP_4	-•/۲۳	•/•٢	-9/∆·	•/••
CLI_1	-• /٣٣	•/•۴	-Y/9 9	•/••
CLI_2	-•/48	•/•۶	-Y/9Y	•/••
CLI_3	-•/۲۲	•/• ۵	-4/22	•/••
CLI_4	•/٢٢	•/•۴	۵/ • Y	•/••
CSeasonal	۲/۱۵	٠/١۵	14/4.	•/••
CSeasonal_1	•/47	٠/١۵	۲/۸۶	•/•1
CSeasonal_2	-•/ ۴ •	·/1Y	- ۲/۳۲	٠/٠٣
Constant(0)	-1/87	•/٢٨	- ۶/۵λ	•/••
Constant(1)	•/98	•/1٢	٧/٨٢	•/••
Constant(2)	٣/۵٠	•/٣٧	۹/۵۲	•/••
CLI(0)	1/78	•/17	1 • /٣ •	•/••
CLI(1)	1/71	•/• ۴	W4/9 ·	•/••
CLI(2)	1/• 4	•/1٣	Y/Y 9	•/••
sigma(0)	1/17	•/٢•	Δ/VA	•/••
sigma(1)	·/\A	•/•٣	۵/۷۱	•/••
sigma(2)	1/77	•/۲۴	۵/۲۳	•/••
$\mathbf{p}_{\!-}\!\{0 0\}$	٠/٣۶	•/1•	4/88	•/••
$p_{-}\{1 0\}$	·/\A	٠/٠٩	۲/۱۳	./.4
$p_{-}\{0 1\}$	•/47	•/17	٣/۴٣	•/••
$p_{-}\{1 1\}$	•/47	·/17	٣/۵٨	•/••
$p_{-}\{0 2\}$	•/٢٨	•/1•	Y/A9	•/•1
$p_{-}\{1 2\}$	• /٣٣	•/1•	٣/٢ ٠	•/••
$xi_{1}0(0)$	1/••			
xi_{1 0}(1)	•/••			

نتایج بر آورد مدل (جدول۳) نشان می دهد 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 شده اند، از نظر آماری معنادار می باشند. متغیرهای انتقال رژیم شامل عرض از مبدا، پارامترهای اتور گرسیو شاخص ترکیبی پیشرو و ناهمسانی واریانس در هر سه رژیم (رکود، رشد ملایم و رونق) معنادار می باشند. 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 رژیم ها

Rgimes	Regime 0,t	Regime1,t	Regime2,t
Regime 0,t+1	•/٣۶	•/۴٢	٠/٢٨
Regime 1,t+1	•/1٨	•/47	•/٣٣
Regime 2,t+1	•/48	•/18	٠/٣٩

ماخذ: نتايج تحقيق

بر اساس جدول فوق احتمال قرار گرفتن در رژیمهای رکود، رشد ملایم و رونق در دوره 1+1 به ترتیب برابر با ۱/۴۰، ۴۷، و ۲۳۹، میباشد. احتمال انتقال از رژیم رشد ملایم به رکود برابر ۱/۲۰ و ۱/۲۰ میباشد. احتمال انتقال از دوره رکود به رشد ملایم برابر ۱/۲۸ است. احتمال انتقال از دوره رکود به رشد ملایم برابر ۱/۲۸ است. احتمال انتقال از رکود به دوره رونق ۴۴۰ و از و از دوره رونق به رشد ملایم برابر ۳۳۰ خواهد بود. احتمال انتقال از رکود به دوره رونق ۴۴۰ و از دوره رشد ملایم به دوره رونق ۱/۶۴ میباشد. همچنین متوسط طول دوره رکود برابر با ۱/۵ فصل میباشد.

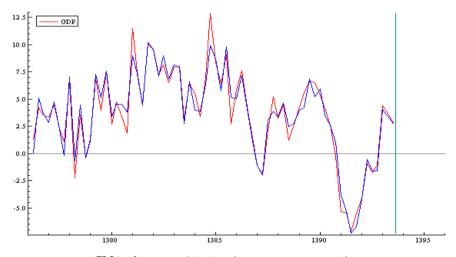
آزمونهای تشخیصی مدل در جدول ۵ آورده شده است. آماره آزمون خود همبستگی مربعات جملات خطا که بر پایه توزیع کای – دو می باشد با درجه ازادی ۱۲ برابر $\Lambda/$ ۶۹ بوده و در سطح احتمال $\pi/$ ۷۲، فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی جملات خطا را نمی توان رد کرد. آزمون واریانس ناهمسانی مدل (ARCH) که بر پایه آماره فیشر می باشد برابر با $\pi/$ ۷۲، در سطح احتمال $\pi/$ ۷۹ فرضیه

صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی در مدل بر آوردی تایید می نماید. آماره نرمال بودن جملات خطا می باشد.

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: يافته هاى تحقيق



نمودار ۱. 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 بر آورد گردید که نتایج آن در جدول ۶، ارائه شده است.

				·
variables	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
GDP_1	٠/۶٣	•/• 1	۵۸/٧٠	•/••
GDP_2	•/••	•/• 1	-•/٣٢	٠/٧۵
GDP_3	·/1Y	٠/٠٢	11/••	•/••
GDP_4	- - / r 9	٠/٠٢	- <i>18/</i> \	•/••
CSeasonal	-•/Δ ۲	·/· A	-8/31	•/••
CSeasonal_1	-1/۲۶	•/11	-11/4.	•/••
CSeasonal_2	-1/81	·/YY	-7/+9	•/•۴
Constant(0)	1/+ ۵	٠/٠٩	۱۱/۵۰	•/••
Constant(1)	٣/۵١	٠/۵٠	٧/٠٣	•/••
Constant(2)	1/14	·/۴9	٣/٧٣	•/••
sigma(0)	٠/٠٩	٠/٠٢	4/77	•/••
sigma(1)	7/74	٠/٣٣	8/44	•/••
sigma(2)	٠/۵۴	•/18	٣/٣٣	•/••
$p_{-}{0 0}$	٠/٣۶	•/ \Y	71.8	•/•۴
p_{1 0}	٠/١٩	•/1•	1/91	•/• ۵
$p_{-}\{0 1\}$	٠/١۵	•/•۶	۲/۳۵	٠/٠٢
$p_{1}11$	٠/۶٣	•/• 1	۵۸/۲۰	•/••
p_{0 2}	•/••	•/• 1	-•/٣٢	·/Y۵
p_{1 2}	·/1Y	٠/٠٢	11/	•/••
xi_{1 0}(0)	- - / 7 9	٠/٠٢	- ١ ۶/ ٨ •	•/••

جدول ٤. نتايج حاصل از برآورد مدل بدون شاخص پيشرو تركيبي

ماخذ: نتايج تحقيق

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 بر آورد شده با لحاظ CLI برابر ۴/۷۸ بوده که از این معیار در مدل بدون ۵/۰۶) کوچکتر میباشد. معیار لگاریتم احتمال نیز در مدل بر آورد شده با لحاظ الحاظ ۱۳۹/۲) از این معیار در مدل بدون ۱۳۹/۲) از این معیار در مدل بدون

٠/٠٨

-8/41

 $xi_{1|0}(1)$

- ⋅ /∆Υ

(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 می باشد.

جدول ۷. معیارهای انتخاب مدل

معيار	بدون لحاظ CLI	با لحاظ CLI ۴/۷۸	
AIC	۵/۰۶		
log-likelihood	-169/56	- ١٣٩/٢•	
SSR	11./57	۵٧/٩۴	

مأخذ: نتايج تحقيق

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.

٥. 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 دوره های رکود و رونق پس از بیان مبانی نظری ساخت شاخصهای پیشرو در اقتصاد و بررسی مطالعات انجام شده، با در نظر گرفتن آمارهای به هنگام 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 سری های 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، در آمدهای 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 – ۱۳۷۲ مدل مارکف سویپچینگ 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 CLI و نفههای اول تا جهارم CLI و در CLI نود CLI نود CLI ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای مستقل و عرض از مبدا و CLI نود CLI نود CLI نود CLI نود CLI نود CLI نود CLI ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای مستقل و عرض از مبدا و CLI نود تو نود CLI نود که نو

به عنوان متغیرهای تغییر رژیم درنظر گرفته شدند. نتایج بر آورد مدل نشان می دهد که متغیرهای با وقفه چهارم رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص تر کیبی 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 می باشند. متغیرهای انتقال رژیم شامل عرض از مبدا، پارامترهای اتور گرسیو شاخص تر کیبی پیشرو و ناهمسانی واریانس در سه رژیم (رکود، رشد ملایم و رونق) معنادار می باشند. در نهایت پیشنهاد می شود 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 به هنگام نما گرهای پیشرو اقدام نمایند. همچنین جهت مطالعات آتی به کارگیری 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 می گردد.

منابع

جهانگرد، اسفندیار و علیرضا فرهادی کیا (۱۳۸۷)، "پیش بینی روند اقتصادی با شاخصهای پیشرو در اقتصاد ایران"، مجله علوم اقتصادی، شماره ۲، صص ۷-۵۷.

درگاهی، حسن (۱۳۹۲)، شناسایی شاخصهای پیشرو و ساخت شاخص ترکیبی جهت تحلیل ادوار تجاری در اقنصاد ایران (چاپ اول)، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی

صالحی سربیژن ، مرتضی؛ رییسی 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 یژوهش ها وسیاستهای اقتصادی، شماره ۲۴، صص ۸۵–۸۴.

فاض، مهدی؛ توکلی، اکبر و مصطفی رجبی (۱۳۹۲) "مقایسه عملکرد الگوی ARIMA و MS-AR و MS-AR در پیش بینی ادوار تجاری ایران "، مجله مدلسازی اقتصادی، شماره ۲۲، صص ۸۱-۶۳.

هژبر کیانی، 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 bandpass 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.