سال ششم، شماره ۲۱، بهار ۱۳۹۷، صفحات ۲۴۰ – ۲۱۱

کاربرد روش‌های مدلی و غیرمدلی به منظور ساخت شاخص ترکیبی پیشرو

زینت گلی
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)
zinat_goli@yahoo.com

فاطمه فهیمی‌فر
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی
fatemehfahimifar@gmail.com

علی وحید شادور
کارشناس ارشد مدیریت، دانشگاه آزاد قزوین
vshadvar@yahoo.com

شناخت چگونگی شکل‌گیری ادوار تجاری منجر به اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی مطلوب‌تر در راستای ثبات اقتصادی و کاهش انحراف رشد اقتصادی از مسیر بلندمدت می‌شود. تئوری‌های اقتصادی راهنمای جامعی را برای اقتصاددانان در خصوص شناسایی نماگرهای مؤثر بر ادوار تجاری ایجاد می‌کنند. ترکیبی از نماگر های پیشرو در شاخص‌های ترکیبی می‌تواند در دریافت سیگنال‌های آتی از بخش‌های مختلف اقتصاد سودمند باشد. ساخت شاخص ترکیبی مستلزم چندین مرحله است و باید در چارچوب غیرمدلی یا مدلی به کار برده شود. هدف از این مقاله معرفی روش‌های مدلی و غیرمدلی ساخت شاخص ترکیبی پیشرو به‌منظور شناسایی شکل‌گیری ادوار تجاری است. روش‌های مدلی مورد استفاده در مقاله حاضر عبارت از مدل‌های خودرگرسیون برداری، عاملی و مارکف سوئیچینگ هستند. از نتایج این مقاله می‌توان بیان کرد که رویکرد مدلی به دلیل معایب رویکرد غیرمدلی از جمله عدم لحاظ ویژگی‌های پایداری متغیر هدف، عدم لحاظ تکامل نماگر پیشرو در طول یک دوره زمانی، در برنگرفتن اطلاعات مربوط به انحرافات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت و ... دارای کاربرد بیشتری هستند.

طبقه‌بندی JEL: F44,C5.
واژگان کلیدی: ادوار تجاری، روش‌های مدلی، روش‌های غیرمدلی.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۶/۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱/۲۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

۱. مقدمه

اقتصاددانان درباره علـل بـروز و راه‌هـای مقابله با ادوار تجاری توافق چندانی ندارنـد. اقتصاددانان طرف عرضه وقوع دور تجاری را به اکتشافات و اختراعات نسبت مـی‌دهنـد امـا اقتصاددانان طرف تقاضا وقوع دور تجاری را به عملکرد هماهنگ اصل شتاب و ضریب فزاینده مربـوط مـی‌داننـد. نماگرهای اقتصادی مجموعه‌ای از داده‌های آماری هستند که برای تجزیـه‌وتحلیـل شـرایط رونـق و رکود اقتصادی به کار گرفته می شوند و از منظر تأثیرگذاری بر ادوار تجاری بـه سـه دسـته پیشـرو، هم‌زمان و تأخیری تقسیم می‌شوند. نماگرهای پیشرو مهم‌ترین دسته از نماگرهای اقتصـادی هسـتند که پویایی‌های آینده اقتصاد را توصیف کرده و نسبت به تغییرات شرایط اقتصادی حسـاس هسـتند. اهمیت نماگرهای پیشرو در مقایسه با سایر نماگرها در ایـن اسـت کـه بـا شناسـایی آن‌هـا مـی‌تـوان تحولات آینده اقتصاد را قبل از ورود به دوره‌های رونق یا رکود پیش‌بینـی کـرد. بـه‌عبـارت‌دیگـر، نماگرهای پیشرو مانند یک سیستم هشداردهنده، وضـعیت آینـده اقتصـاد را مشـخص مـی‌سـازند و درواقع این نوع از متغیرها پیش از بروز تحولات اقتصادی تغییر می‌کنند. بنـابراین بـا شناسـایی ایـن نماگرها و پیش‌بینی نوسانات آینده آن‌ها می‌توان سیاست‌های اصـلاحی لازم را بـه منظـور حـداقل کردن تبعات منفی نوسانات اتخاذ کرد. تنـوع شـاخص‌هـای پیشـرو، تعـدد روش‌هـای پـیش‌بینـی و تفاوت در توان پیش بینی شاخص‌های پیشرو، کارشناسـان برنامـه‌ریـزی اقتصـاد را بـه سـمت تولیـد شـاخص‌هـای ترکیبـی سـوق داد. شـاخص‌هـای ترکیبـی پیشـرو بیشـتر بـرای پـیش‌بینـی نوسـانات کوتاه‌مدت اقتصاد به کار می‌رود.

بحث شاخص‌های پیشرو و شناسایی و بررسی عوامل پدیدآورنده سیکل های تجاری در ایران یکـی از مهـم‌تـرین مبـاحثی اسـت کـه بـه‌ویـژه طـی چنـد سـال اخیـر حساسـیت سیاسـت‌گـذاران، اقتصاددانان و کارشناسان کشور را برانگیخته است. طی سال های اخیر روند تولید ناخـالص داخلـی ایران با فراز و نشیب‌هـای بسـیاری روبـه‌رو بـوده؛ بـه طـوری کـه نوسـاناتی را در کلیـه بخـش‌هـای اقتصادی ایجاد کرده است. با توجه به اینکه خروج از شرایط رکـودی در مقایسـه بـا جلـوگیری از ورود به دوران رکود نیازمند صرف منابع مالی و زمانی بیشتری است؛ لـذا اسـتفاده از شـاخص‌هـای

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

پیشرو جهت تشخیص زمان ورود به مراحل مختلف چرخه تجاری به ویژه نزول و کسادی (رکودی) از اهمیت به سزایی برخوردار است.

از این رو، در مقاله حاضر به بررسی مبانی نظری ساخت شاخص ترکیبی پیشرو با دو رویکرد غیرمدلی و مدلی پرداخت می‌شود. به گونه‌ای که بعد از بیان ادبیات مرتبط با ادوار تجاری به بررسی نظری متغیرهای مؤثر بر ادوار تجاری با نگاه ویژه بر نماگرهای پیشرو پرداخته و درنهایت مبانی تئوری مرتبط با ساخت شاخص‌های ترکیبی پیشرو با دو رویکرد مدلی و غیرمدلی پرداخته خواهد شد.

۲. ادبیات نظری

۲-۱. ادوار تجاری

تولید بالقوه نمایانگر نقطه ای روی مرز امکانات تولید است که توسط سطح بالقوه عوامل تولید و سطح تکنولوژی تعیین می‌شود. اما تولید واقعی الزاماً بر این مرز قرار نمی گیرد و حول آن در نوسان است. اگر تولید از دوره $t-1$ تا دوره t به اندازه Δy_t تغییر کند، قسمتی از این تغییر به تغییر مرز امکانات تولید و بقیه به تولید واقعی حول مرز مذکور مربوط می‌شود. این موضوع که چه میزان از تغییر تولید به تغییر مرز امکانات تولید و چه میزان به نوسان تولید حول آن مرز مربوط است، امکان تقسیم بندی دوره‌های مختلف اقتصاد را فراهم می آورد. حرکت مرز امکانات تولید در طول زمان را روند تولید و حرکت‌هایی را که به نوسان تولید واقعی حول مرز امکانات تولید مربوط می‌شود، ادوار تجاری می‌نامند. ادوار تجاری به‌عنوان نوسانات فعالیت‌های کل اقتصاد در نظر گرفته می شوند و محدود به تغییرات یک متغیر نبوده بلکه بر اساس تغییرات طیفی از متغیرهای اقتصادی تعریف می شود. بنابراین انتقالات، تغییرات و نوسانات موقتی شامل ادوار تجاری نیستند. از اوایل قرن نوزدهم میلادی اقتصاددانان با ارائه نظریاتی به توضیح علل پیدایش دوره‌های رکود و

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

رونق در اقتصاد پرداختند و چهار دسته متغیر واقعی، پولی، مالی و قیمتی را به عنوان منبع نوسانات[1] مطرح کردند. سپس مکانیسم تکثیر، ترویج و گسترش نوسانات را که به توضیح انتقال یک نوسان اولیه به سایر بخش‌های اقتصادی می‌پردازد را ارائه کردند. در ادامه، نظریات ادوار تجاری بر اساس متغیرهای مذکور بررسی خواهد شد.

متغیرهای واقعی، پولی و مالی و قیمتی را می‌توان از منظر زمان تأثیرگذاری بر ادوار تجاری به سه دسته نماگرهای پیشرو، هم‌زمان و تأخیری تقسیم‌بندی کرد. نماگرهای پیشرو، به آن گروه از سری‌های اقتصادی گفته می‌شود که انتظار می‌رود قبل از تحولات رونق و رکود اقتصادی تغییر جهت دهند و نشانه‌ای برای روندهای آینده اقتصاد هستند. نماگرهای هم‌زمان به سری‌های اقتصادی اطلاق می‌شود که به طور هم‌زمان با تحولات شاخص وضعیت کلی اقتصاد، تغییر جهت می‌دهند. این نماگرها ارائه‌دهنده تغییرات جاری در عملکرد سیستم اقتصادی بوده و ابزاری جهت تشخیص وجود رکود یا رونق در شرایط جاری اقتصاد هستند. نماگرهای تأخیری نیز شامل آن دسته از سری‌های اقتصادی هستند که با تأخیر و به‌آرامی نسبت به تغییرات در بخش‌های عمده اقتصادی واکنش نشان می‌دهند و همین واکنش ضعیف آن‌هاست که آن‌ها را به عنوان ابزاری مناسب جهت تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادی مطرح کرده است. با توجه به واکنش کند این نماگرها به شرایط اقتصادی، شروع حرکت یا شدت یافتن حرکت آن‌ها، نمایانگر افزایش عدم تعادل یا حذف آن در اقتصاد است. از این نماگرها جهت بررسی صحت و سقم شاخص‌های پیشرو و هم‌زمان استفاده می‌شود.

اهمیت نماگرهای پیشرو در مقایسه با سایر نماگرها در این است که با شناسایی آن‌ها می‌توان تحولات آینده اقتصاد را قبل از ورود به دوره‌های رونق یا رکود پیش‌بینی کرد. به عبارت دیگر، نماگرهای پیشرو مانند یک سیستم از پیش هشداردهنده، وضعیت آینده اقتصاد را مشخص

1. Source of Fluctuation

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

می‌سازند. بنابراین با شناسایی این نماگرها و پیش‌بینی نوسانات آینده آن‌ها می‌توان سیاست‌های اصلاحی لازم را به منظور حداقل کردن تبعات منفی نوسانات اتخاذ کرد.

۲-۲. نماگرهای پیشرو

رویکرد استفاده از نماگرهای پیشرو اولین بار توسط میشل و برنز[1] (۱۹۳۸) و برنز و میشل (۱۹۴۶) در تحلیل‌های اقتصادی به کار گرفته شد. اقتصاددانان نگرش‌های متفاوتی را در خصوص نماگرهای پیشرو مطرح کرده‌اند که اولین آن‌ها انتقاد کوپمانس[2] (۱۹۴۷) از اثر برنز و میشل است. نتیجه این بحث‌ها ایجاد ادبیات وسیعی در زمینه‌های مختلف نماگرهای پیشرو شامل انتخاب و ارزیابی بهترین نماگر و روش‌های تخصصی پیچیده‌تر جهت ارتباط با متغیرهای هدف بوده است. هنگام انتخاب مقدار هدف فعالیت کل و نماگرهای پیشرو، دو موضوعِ مطرح می‌شود:

- انتخاب متغیر تبدیل مناسب[3]
- پذیرش اصول زمانی[4] جهت شناسایی اوج و حضیض در سری‌ها و دوره‌های رکود و رونق اقتصادی مرتبط با آن‌ها و طول دوره وقوع

انتخاب تبدیل مناسب متغیر به ادوار کلاسیک[5] و ادوار رشد یا انحراف[6] مرتبط است. نقطه شروع ساخت نماگرهای پیشرو انتخاب متغیر هدف (متغیرهایی که فرض می‌شود توسط نماگرها هدایت می‌شوند) است. متغیر هدف برای نماگرهای پیشرو می تواند یک متغیر منفرد (مانند تولید ناخالص داخلی یا تولید صنعتی) یا یک شاخص هم‌زمان ترکیبی[7] باشد.

ترکیبی از نماگرهای پیشرو در شاخص‌های ترکیبی می‌تواند در دریافت سیگنال‌های آتی از بخش های مختلف اقتصاد سودمندتر باشد. ساخت شاخص ترکیبی مستلزم چندین مرحله است و

1. Mitchell & Burns,1938.
2. Koopmans,1947.
3. proper variable transformation
4. dating rule
5. classical cycle
6. the growth or deviation cycle
7. composite coincident index (CCI)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

باید در چارچوب غیرمدلی یا مدل اقتصادسنجی خاص احتمالاً همراه با متغیر هدف به کار برده شود. نماگرهای غیرمدلی به‌آسانی ساخته، توضیح و تفسیر می‌شود که این ویژگی‌ها به‌خصوص برای عموم مردم و سیاست‌گذاران بسیار ارزشمند هستند. علاوه بر این، ساده‌سازی اغلب یک مزیت برای پیش‌بینی است. اساساً هر جزء شاخص باید با دقت بر مبنای الزامات اولیه فوق‌الذکر انتخاب و به‌درستی فیلتر شود تا ویژگی‌های ادوار تجاری آن ارتقا یابد. این امر از طریق تعدیلات فصلی و حذف مشاهدات دورافتاده و استانداردسازی به منظور مشابه یا برابر کردن نوسانات این شاخص با مؤلفه‌های شاخص دیگر صورت می‌گیرد. اجزا سپس درون شاخص ترکیبی با استفاده از یک سیستم وزن‌دهی معین (معمولاً میانگین‌گیری ساده) تجمیع می‌شوند. از دیدگاه اقتصادسنجی، نماگرهای پیشروی ترکیبی[1] ساخته‌شده با استفاده از فرایند فوق‌الذکر 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 فرایند تولید نماگر یا عملکرد نامناسب گذشته، مورد بازبینی دوره‌ای قرار می‌گیرد. بیشتر انتقادات وارد به رویکرد غیرمدلی در ساخت شاخص‌های ترکیبی بر پایه روش‌های مبتنی بر مدل ارائه شده است که می‌توان آن‌ها را در دو گروه اصلی مدل‌های عاملی پویا[2] و مدل‌های تبدیلی مارکوف[3] دسته‌بندی کرد. بزرگ‌ترین انتقاد سیمز[4] (۱۹۸۹) در نقد استاک و واتسون[5] (۱۹۸۹)، استفاده از مدل آماری پارامتر ثابت[6] است (برآورد شده با روش کلاسیک ها به جای بیزین[7]). این نقد به بحث قدیمی خصوصیات چرخه تجاری به عنوان پدیده برون‌زا (یعنی ایجادشده به واسطه وارد شدن شوک‌های برون‌زا و انتشار آن‌ها از طریق مدل خطی) در مقابل

1. composite leading indexes (CLI)
2. Dynamic Factor Models
3. Markov Switching Models
4. Sims,1989.
5. Stock & Watson,1989.
6. constant parameter statistical model
7. Bayesian Methods

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

پدیده ذاتی (یعنی ایجادشده توسط گسترش غیرخطی متغیرهای درون‌زا) ارتباط دارد. مشکل اصلی در دیدگاه آخر (لحاظ دوره های رکود و رونق به عنوان دو دوره متفاوت) این است که به‌سختی در چارچوب آماری ساده و قابل آزمون قرار داده می‌شود. این موضوع توسط همیلتون[1] (۱۹۸۹) مورد توجه قرار گرفت. بر این اساس در مدل تبدیلی مارکوفِ همیلتون[2] (۱۹۸۹) نرخ رشد متغیرها به وضعیت ادوار تجاری وابسته بوده و به صورت زنجیره مارکوف[3] مدل سازی می شود. همچنین بایستی به تحقیقات دی بولد و رودبوش[4] (۱۹۹۶) اشاره کرد 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[5] (۱۹۹۸)، مدل مذکور را در چارچوب بیزی با استفاده از نمونه گیر گیبز[6] 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.

۲-۲-۱. ساخت شاخص‌های ترکیبی غیرمدلی نماگرهای پیشرو

برای ساخت شاخص‌های ترکیبی غیرمدلی، رعایت اصول زیر ضروری است:

اصل اول، انتخاب مؤلفه‌های شاخص است. هر جز باید الزامات زمان‌بندی ثابت، تطابق با کل چرخه تجاری، اهمیت اقتصادی، دسترسی سریع، اطمینان آماری از جمع‌آوری داده‌ها و تغییرات هموار ماهانه را دارا باشد و نماگرهای پیشرو تمام بخش‌های اقتصادی یا حداقل آن‌هایی که به متغیر هدف نزدیک‌ترند، به طور متعادل در شاخص ترکیبی ارائه شوند.

اصل دوم، تبدیل مؤلفه های شاخص برای غلبه بر تعدیلات فصلی، حذف نقاط دورافتاده، بهبود خطای اندازه گیری در اولین انتشار نماگرها تحت تأثیر تجدید نظرهای بعدی و احتمالاً پیش‌بینی مشاهدات اخیر غیرقابل دسترس برای برخی نماگرها است.

1. Hamilton,1989.
2 .Hamilton's (1989) Markov switching model
3 .Markov chain
4. Diebold and Rudebusch
5. Kim and Nelson,1998.
6. Gibbs sampler

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

به طور کلی، نماگرهای تبدیلی باید قابل مقایسه باشند تا در یک نماگر منفرد گنجانده شوند. بدین منظور نماگرهای تبدیلی معمولاً با استفاده از روش‌های متفاوتی مانند تفاضل گیری، رگرسیون روند قطعی یا به‌کارگیری فیلترهای میان‌گذر کلی‌تر روندزدایی می‌شوند و احتمالاً برای حذف حرکت‌های با فرکانس و تکرار زیاد با استفاده از میانگین متحرک و یا فیلترهای میان گذر هموار می‌شوند و برای ایجاد دامنه مشابه یا برابر استانداردسازی می‌شوند.

اصل آخر برای ساخت یک شاخص ترکیبی انتخاب یک برنامه وزن‌دهی است. بعد از آنکه اجزا استاندارد شدند، یک انتخاب آن است که وزن‌های مساوی به آن‌ها داده شود. این برنامه در زمینه مربوطه معقولانه به نظر می‌رسد مگر اینکه دلایل خاصی برای دادن وزن‌های بزرگ‌تر به متغیرها یا بخش‌های خاص با توجه به متغیر هدف یا اطلاعات بیشتر بر روی موقعیت اقتصادی وجود داشته باشد (نیمیرا و کلین[1]، ۱۹۹۴).

شاخص‌های مبتنی بر رویکرد غیرمدلی به‌آسانی ساخته، توضیح و تفسیر می‌شوند که برای عموم و سیاست گذاران بسیار باارزش هستند. به هر حال سادگی اغلب یک مزیت برای پیش‌بینی است. در این روش، نااطمینانی برآورد و مشکلات برازش بیش اندازه[2] وجود ندارد. ادبیات موجود در پیش‌بینی‌های ادغام‌شده پیشنهاد می‌کنند که وزن‌های برابر در عمل به‌خوبی کار می‌کنند حتی اگر متغیرها به جای پیش بینی‌ها ادغام شوند (استاک و واتسون، ۲۰۰۳[3]). بیشتر موضوعات مطرح‌شده برای شاخص‌های ترکیبی غیرمدلی توسط رویکردهای مدلی ارائه شده‌اند که در بخش بعد تشریح می‌شوند. این روش‌ها به نوبه خود بسیار پیچیده‌تر و سخت‌تر برای درک عموم هستند. بنابراین در حالی که از دیدگاه تحقیقات آکادمیک و پیشینه علمی روش‌ها تعداد کمی روش برای

1. Niemira and Klein

۲. Overfitting؛ وقتی که مدل آماری به جای توصیف روابط اصلی، خطای تصادفی و نوفه را بیان می‌کند و معمولاً در مدل‌های پیچیده (برای مثال با پارامترهای زیاد) مطرح می‌شود.

3. Stock & Watson, 2003

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

انتخاب وجود دارد، محققین کاربردی ممکن است استفاده از عملکرد پیش‌بینی کاربردی در روش مدلی جهت ساخت شاخص ترکیبی را ترجیح دهند.

۲-۲-۲. ساخت شاخص‌های ترکیبی پیشرو مدل محور

نماگرهای پیشرو بندرت بدون رعایت قاعده‌ای جهت تبدیل آن‌ها برای پیش‌بینی متغیر هدف مورد استفاده قرار می‌گیرند. این قواعد از روش های ناپارامتریک ساده که سیر تکامل نماگر پیشرو را رصد و آن را به سیگنال رکودی تبدیل می‌کنند (واکارا و زارنوتیز[1] ۱۹۷۸) تا مدل های غیرخطی پیچیده برای تکامل مشترک نماگرهای پیشرو و متغیر هدف (که می‌تواند برای پیش بینی نرخ های رشد، نقاط عطف و مدت زمان مورد انتظار یک مرحله از ادوار تجاری مورد استفاده قرار گیرند) را شامل می‌شود. در ادامه مدل‌های خطی عاملی و تبدیلی مارکوف مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۲-۲-۲-۱. شاخص‌های پیشرو ترکیبی مبتنی بر مدل خود رگرسیون برداری[2]

مدل‌های VAR خطی، ساده‌ترین چارچوب مبتنی بر مدل جهت درک مواردی نظیر: ۱. رابطه بین نماگرهای هم‌زمان و پیشرو ۲. ساخت شاخص‌های ترکیبی پیشرو بر اساس رگرسیون ۳. نقش شاخص‌های ترکیبی پیشرو در پیش‌بینی ۴. پیامدهای هم انباشتگی در نظر گرفته نشده یا محدودیت‌های نامعتبر می‌باشند.

M نماگر هم‌زمان در بردار x_t و N نماگر پیشرو در بردار y_t گروه‌بندی می‌گردند. در اینجا فرض می‌شود که (x_t, y_t) به‌طور ضعیفی ایستا هستند و توسط (۱) VAR شرح داده می‌شوند:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_x \\ c_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix},$$
$$\begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix} \approx i.i.d.\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sum_{xx} & \sum_{xy} \\ \sum_{yx} & \sum_{yy} \end{pmatrix} \right) \qquad (۱)$$

1. Vaccara&Zarnowitz
2. Vactor Auto Regressive(VAR)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

برای آنکه y مجموعه‌ای مفید از نماگرهای پیشرو باشد باید هنگامی‌که $A \neq 0$ است $B \neq 0$ نیز برقرار باشد. هر دو فرضیه به‌آسانی قابل آزمایش بوده به طوری که اگر فرضیه $A = 0$ و $B = 0$ تأیید نشود، یک نماگر پیشرو مبتنی بر رگرسیون ترکیبی برای x_{t+1} (که به شکل بردار در نظر گرفته شده است) می‌تواند به شکل ذیل ارائه شود:

$$CLI1_t = \hat{c}_x + \hat{A}x_t + \hat{B}y_t \tag{۲}$$

^ نمایانگر برآوردگر OLS است. علاوه بر این، برآورد بازگشتی[1] از مدل، ابزاری مناسبی را برای به‌روزرسانی مداوم وزن‌ها فراهم می‌کند. به عنوان گزینه‌ای دیگر، مدل (۱) می‌تواند به‌صورت زیر بازنویسی شود:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tilde{c}_t \\ \tilde{c}_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tilde{A} & \tilde{B} \\ \tilde{C} & \tilde{D} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-h} \\ y_{t-h} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tilde{e}_{xt} \\ \tilde{e}_{yt} \end{pmatrix} \tag{۳}$$

~ نشان می دهد که پارامترهای جدید ترکیبی از پارامترهای معادله (۱) هستند و $\hat{e}_{xt}$ و $\hat{e}_{yt}$ از رتبه h-1 همبسته می‌باشند. به‌طور ویژه:

$$\begin{pmatrix} \tilde{c}_x \\ \tilde{c}_y \end{pmatrix} = \left(I + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} + \ldots + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h-1} \right) \begin{pmatrix} c_x \\ c_y \end{pmatrix},$$
$$\begin{pmatrix} \tilde{A} & \tilde{B} \\ \tilde{C} & \tilde{D} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^h,$$
$$\begin{pmatrix} \tilde{e}_{xt} \\ \tilde{e}_{yt} \end{pmatrix} = \left(I + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} + \ldots + \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix}^{h-1} \right) \begin{pmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{pmatrix} \tag{۴}$$

تصریح (۳) می‌تواند توسط OLS تخمین زده شود و CLI به‌صورت زیر ارائه شود:

$$\widetilde{CLI}1_t^h = \hat{\tilde{c}}_x + \hat{\tilde{A}}x_t + \hat{\tilde{B}}y_t \tag{۵}$$

نقطه ضعف اصلی این روش نیاز به تعیین یک مدل متفاوت برای هر یک از افق های پیش بینی h است. از سوی دیگر، برای نماگرهای پیشرو به مدل نیاز نیست و برآوردگرهای پارامترهای

1. recursive estimation

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

معادله (۳) در موقع تصریح نامناسب مدل می‌تواند از پارامترهای معادله (۱) قوی‌تر باشند. در ادامه، جهت سهولت بر $h=۱$ (در صورت امکان) تمرکز می‌شود.

موردی را که در آن متغیر هدف یک شاخص ترکیبی هم‌زمان است را در نظر بگیرید

$$CCI_t = \omega x_t \tag{۶}$$

که ω برداری $1 \times m$ از وزن‌ها است. برای ساخت یک CLI مدل محور برای CCI معادله (۶) دو روش وجود دارد. بر اساس روش متداول‌تر CCI_t و y_t با یک مدل VAR وقفه متناهی مدل‌سازی می‌شوند:

$$\begin{pmatrix} CCI_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_{CCI} \\ d_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e(L) & F(L) \\ g(L) & H(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CCI_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{CCIt} \\ u_{yt} \end{pmatrix} \tag{۷}$$

که در آن L عملگر وقفه و فرایند خطا[1] نوفه سفید است. با تکرار روش‌های قبلی، شاخص ترکیبی پیشرو برای $h=۱$ بدین صورت است:

$$CLI2_t = \hat{d}_{CCI} + \hat{e}(L)CCI_t + \hat{F}(L)y_t \tag{۸}$$

با این حال، مدل VAR تنها یک تقریب برای مکانیزم ایجاد $(\omega x_t, y_t)$ است؛ زیرا به طور کلی معادله آخر باید تعداد نامحدودی وقفه یا جزء MA داشته باشد. مسیر دیگر، ساخت CLI با استفاده از مدل (۱) است.

$$CLI3_T = wCLI1_t \tag{۹}$$

به عبارت دیگر، با استفاده از وزن های مشابه نماگرهای پیشرو ترکیبی برای هر یک از مؤلفه‌های CCI تجمیع می‌شود. لوتکپول[2] (۱۹۸۷) نشان داد هنگامی که متغیرها توسط مدل (۱) ایجاد می‌شوند، تجمیع کردن پیش‌بینی‌ها $(CLI3)$ نسبت به پیش‌بینی کردن تجمیع $(CLI2)$ ارجحیت دارد اما در شرایطی که مدل (۱) یک تقریب است یا x برداری از نماگرهای هم‌زمان متأثر از خطای اندازه‌گیری باشد، چنین نتیجه‌ای ضرورتاً حاصل نخواهد شد.

1. error process
2. Lütkepohl

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

جهت ارتباط مستقیم شاخص های پیشرو ترکیبی ($CLI2$ و $CLI3$) با متغیر هدف، وقفه‌های توزیعی متغیرهای پیشرو و هم‌زمان (وابسته به طول وقفه var) ترکیب می‌شوند، وزن‌ها می‌توانند به‌سادگی و به صورت دوره‌ای با استفاده از برآورد بازگشتی مدل مجدداً برآورد و اصلاح شوند. بنابراین، این مدل خطی ساده انتقادهای جدی را به ساخت شاخص ترکیبی مبتنی بر روش غیرمدلی وارد می‌سازد.

ساخت شاخص پیشرو ترکیبی با استفاده از میانگین ساده y که برداری از متغیرهای پیشرو است می‌تواند منجر به پیش بینی ناکارآمدی از CCI شود مگر اینکه محدودیت‌های مناسب خاصی روی ضرایب VAR در معادله (۱) اعمال شود. به‌ویژه اگر i_n یک بردار $1\times n$ با اجزا معادل $1/n$ باشد، شاخص ترکیبی پیشرو با وزن مشابه بدین صورت است:

$$CLI_{EWt} = i_n y_t \tag{۱۰}$$

$\omega c_x = 0, \omega A = 0, \omega B = i_n,$

با برقراری قید (۱۰) شاخص مذکور بهینه و با $CLI3$ هم‌زمان است. قید (۱۰)، $1+m+n$ محدودیت را بر پارامترهای x معادله در مدل (۱) اعمال می‌کند. در VARهای مرتبه بالاتر، بردار $1\times m$ وزن‌ها ω و ضرایب وقفه‌های بالاتر x و y در x معادله نیز باید مساوی صفر باشد؛ لازم به ذکر است تا زمانی که $m+n$ با توجه به اندازه نمونه به میزان کافی کوچک باشد، مفروضات فوق جهت ایجاد درجه آزادی کافی برای برآورد پارامتر مدل VAR قابل اتکا می‌باشند. اورباخ[1] (۱۹۸۲) نشان داد که رگرسیون مبتنی بر CLI در نمونه عملکرد بهتری از CLI_{CB} با وزن برابر برای تولید صنعتی و نرخ بیکاری داشته است. اگر قیود (۱۰) مناسب نباشند اما تمایل به استفاده از CLI_{EW} (به طور کلی یک CLI معین) برای پیش بینی CCI وجود داشته باشد، بهبود عملکرد

1. Auerbach

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

آن از طریق ساخت یک VAR برای هر دو شاخص ترکیبی CCI و CLI_{EW} امکان‌پذیر است. $(\omega x_t, i_n y_t)$ به این معنی است که

$$\begin{pmatrix} CCI_t \\ CLI_{EWt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} fCCI \\ fCLI_{EW} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e(L) & f(L) \\ g(L) & h(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CCI_{t-1} \\ CCI_{EW_{t-1}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \upsilon CCI_t \\ \upsilon CLI_{EWt} \end{pmatrix} \quad (۱۱)$$

و ساخت شاخص ترکیبی جدید به‌صورت

$$CLI4_t = \hat{f}CCI + \hat{e}(L)CCI_t + \hat{f}(L)CLI_{EWt} \quad (۱۲)$$

روش فوق مثالی از روش‌شناسی پذیرفته شده توسط کوخ و راش[1] (۱۹۸۸) است که در آن یک مدل VAR را برای تولید صنعتی به عنوان نماگر هم‌زمان و شاخص پیشرو با وزن برابر دپارتمان تجارت تحلیل کردند. به علت پویایی ساختار $CLI4$ و همچنین به‌کارگیری اطلاعات گذشته در CCI می توان انتظار بهبود CLI_{EW} را داشت. به‌علاوه چون VAR معادله (۶) خیلی خلاصه‌تر[2] از دو معادله (۱) و (۷) است، $CLI4$ می‌تواند حتی عملکرد بهتری از دیگر شاخص‌های ترکیبی بخصوص در نمونه‌های کوچک داشته باشد. نکته‌ای که در ادبیات به آن توجه نشده است اما می‌تواند از اهمیت برخوردار باشد، تصریح معادلات برای نماگرهای پیشرو (ترکیبی یا ساده) است. در تمام مدل‌هایی که تاکنون در نظر گرفته‌شده، متغیرهای پیشرو به وقفه‌های متغیرهای هم‌زمان وابسته هستند که می تواند یک فرض غیرقابل اطمینان از دیدگاه اقتصادی باشد. برای مثال، نرخ بهره به نرخ های بهره کوتاه‌مدت انتظاری و شاخص بازار سهام به سودهای انتظاری و سود سهام تقسیم شده وابسته هستند و این انتظارات همبستگی مثبت و بالایی با شرایط مورد انتظار از آینده اقتصاد دارند. بنابراین، متغیرهای پیشرو می‌توانند به جای وقفه‌هایشان به متغیرهای هم‌زمان مورد

1. Koch and Rasche
2. parsimonious

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

انتظار آینده وابسته باشند. به عنوان مثال، معادلات y_t در مدل (۱) به صورت بهتری می‌تواند تصریح شود:

$$y_t = c_y + C \quad x^e_{t+1|t-1} + Dy_{t-1} + e_{yt} \tag{۱۳}$$

به طوری که $x^e_{t+1|t-1}$، انتظار x_{t+1} مشروط به اطلاعات موجود در دوره $t-1$ را نشان می‌دهد.

ترکیب این معادلات با معادلات (۱) برای x_t ممکن است فرم بسته‌ای را برای $x^e_{t+1|t-1}$ بیان کند.

$$x^e_{t+1t-1} = (I - BC)^{-1}\left(c_x + Ac_x + Bc_y + A^2 x_{t-1} + (AB + BD)y_{t-1}\right). \tag{۱۴}$$

بنابراین، یک تصریح VAR مانند معادله (۱)، می‌تواند به عنوان فرم خلاصه‌شده‌ای از یک مدل کلی‌تر در نظر گرفته شود که در آن متغیرهای پیشرو به انتظارات آتی متغیرهای هم‌زمان وابسته است.

موضوع دیگر این است که آیا متغیرهای هم‌زمان (x_t) می‌توانند به ارزش مورد انتظار آینده خود (منتج از مدل‌های کینزی جدید) وابسته باشند. شواهد تجربی در مطالعه فهرر و رودبوش[1] (۲۰۰۴) این فرضیه را در حدودی تأیید می‌کند.

فرضیه مطرح دیگر این است که در شرایطی که هر دو متغیر هم‌زمان و پیشرو دارای ایستایی ضعیفی هستند، ممکن است رفتار بیشتر این متغیرها به فرایند انباشته نزدیک باشد. مطابق مطالعه سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰)، در معادله (۱) برآورد سازگار پارامترهای مدل های VAR در سطح و به تبع آن ساخت نماگرهای پیشرو ترکیبی مرتبط، مسئله ایستایی مشکل‌زا نیست. اگرچه ممکن است استنتاج آماری آن‌ها پیچیده باشد. برای مثال، در معادله (۱۰) فرضیه‌های مرتبط با پارامترها، نمی‌توانند با استفاده از توزیع‌های استاندارد مجانبی آزمون شوند. بعلاوه زمانی که نماگرها $I(1)$ هستند مدل‌های VAR عموماً در تفاضل‌های مرتبه اول به جای سطح، بدون آزمون کردن هم انباشتگی تصریح می‌شوند.

1. Fuhrer and Rudebusch

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

همان‌طور که تاکنون فرض شد و در اکثر ادبیات نیز رایج است؛ نماگرهای هم‌زمان و پیشروی ترکیبی در قالب مدل‌های خطی تحلیل می‌شوند و هدف شاخص پیشروی ترکیبی پیش‌بینی یک متغیر پیوسته (نماگر هم‌زمان ترکیبی) است. با این وجود، نماگرهای پیشرو جهت پیش‌بینی نقاط عطف ادوار تجاری نیز بسط داده شده‌اند. می‌توان از شبیه‌سازی مبتنی بر روش، جهت استنتاج پیش‌بینی‌ها از یک نماگر رونق / رکود باینری استفاده کرد و این پیش‌بینی‌ها به نوبه خود می‌تواند جهت پیش‌بینی احتمال وقوع رکود در یک افق معین به کار رود.

روش‌های بیزین نیز برای پیش‌بینی نقاط عطف در روش‌های خطی مورد استفاده قرار می‌گیرند که مدل آن به صورت زیر است:

$$x_t = z_t'\beta + u_t, \qquad u_t \sim i.i.d.\ \ N\left(o, \sigma^2\right), \tag{۱۵}$$

$$z' = (x_{t-1}, y_{t-1})$$

x_t: شاخص هم‌زمان تک متغیره؛ y_t: بردار $1 \times n$ نماگرهای پیشرو و β یک بردار پارامتر $k \times 1$ $(k = n + 1)$ است. در مجموع مشکل مدل‌های VAR فرایند گسترده انتخاب و تعیین پارامترهاست که مانع از تجزیه‌وتحلیل مجموعه‌های آماری بزرگ می‌شود. کانوا و کیکارلی[1] (۲۰۰۱، ۲۰۰۳) پیشنهاد دادند تکنیک‌های بیزی تا حدی می‌توانند بر این مشکل غلبه کنند.

۲-۲-۲-۲. شاخص پیشرو ترکیبی مبتنی بر مدل عاملی

پشتوانه تئوریک متدلوژی استاک و واتسون (۱۹۸۹) برای ساخت یک شاخص ترکیبی هم‌زمان می‌تواند برای ساخت یک شاخص ترکیبی پیشرو نیز به کار گرفته شود. به‌ویژه اگر نماگرهای پیشرو منفرد با نیروی مشترک مشابهی حرکت داده شوند، یک ترکیب خطی از ارزش گذشته و حال آن‌ها می‌تواند اطلاعات مفیدی را برای پیش‌بینی CCI در برگیرد. جهت فرموله کردن مفهوم فوق، متدلوژی استاک و واتسون در نظر گرفته می شود. معادله $\phi(L)\Delta L_t = \delta + \gamma_t$ با معادله زیر جایگزین می‌شود:

1. Canova and Ciccarelli

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

$$\Delta C_t = \delta_C + \lambda_{CC}(L)\Delta C_{t-1} + \Lambda_{Cy}(L)\Delta y_{t-1} + \nu_{ct} \qquad (۱۶)$$

به منظور بستن مدل، معادلات برای شاخص‌های پیشرو نیز اضافه می‌شوند.

$$\Delta y_t = \delta_y + \lambda_{yC}(L)\Delta C_{t-1} + \Lambda_{yy}(L)\Delta y_{t-1} + \nu_{yt} \qquad (۱۷)$$

به طوری که ν_{yt}, ν_{ct}، i,i,d هستند و با خطاهای معادله $D(L)u_t = e_t$ ناهمبسته است. مدل‌های $\Delta x_t = \beta + \gamma(L)\Delta C_t + u_t$ و $D(L)u_t = e_t$ و (۱۶) و (۱۷) می‌توانند در فرم فضا-حالت[1] ایجاد و به وسیله روش حداکثر راست‌نمایی از طریق فیلتر کالمن برآورد شوند. استاک و واستون یک فرایند دومرحله‌ای ساده‌تر را پیشنهاد کرد که در مرحله اول، مدل $\Delta x_t = \beta + \gamma(L)\Delta C_t + u_t$ و $D(L)u_t = e_t$ و $\phi(L)\Delta L_t = \delta + \gamma_t$ برآورد می‌شود و در مرحله دوم، پارامترهای (۱۶) و (۱۷) مشروط به پارامترهای مرحله اول به دست می آیند. این فرایند نسبت به تصریح نادرست[2] معادلات (۱۶) و (۱۷) قوی است. اما این مدل می‌تواند هنگامی که کل مدل به درستی تصریح شده باشد یا حداقل وقفه های متغیرهای پیشرو اطلاعات مفیدی برای برآورد وضعیت فعلی اقتصاد در برگیرد، ناکارا باشد. همچنین سیستم «پیش بینی» (۱۶) و (۱۷) شباهت بسیاری با سیستم (۷) دارد با این تفاوت که در اینجا C_t غیرقابل مشاهده است و بنابراین با تخمین به دست آمده از مرحله اول فرایند (CCI_{SW}) جایگزین می‌شود. تفاوت دیگر این است که استاک و واتسون چندجمله‌ای‌های $\lambda_{yC}(L)$ و $\Lambda yy(L)$ را جهت حذف وقفه‌های مرتبه بالاتر مقید کردند در حالی که $\lambda_{CC}(L)$ و $\Lambda_{Cy}(L)$ نامقید در نظر گرفته شدند. شاخص پیشرو ترکیبی استاک و واتسون به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$CLI_{SW} = \hat{C}_{t+6|t} - C_{t|t} \qquad (۱۸)$$

1. state space
2. mis-specification

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

به عبارت دیگر، این شاخص یک پیش‌بینی از نرخ رشد ۶ ماهه تحت شاخص ترکیبی هم‌زمان استاک و واتسون (CCI_{SW}) است که در زمان t برآورد صورت گرفته و در زمان t+6 پیش بینی می‌شود. اترک و وایت من[1] (۱۹۹۸) نسخه بیزی[2] شاخص‌های ترکیبی هم‌زمان و پیشرو استاک و واتسون را استخراج کردند. بر اساس مفاهیم کلاسیک پیچیدگی اصلی، غیرقابل مشاهده بودن عامل پنهان است. به منظور توضیح این موضوع یک شیوه وایازی مرحله‌ای[3] به کار گرفته می‌شود که در آن توزیع پسین[4] همه پارامترهای ناشناخته مدل به طور مشروط بر عامل پنهان تعیین می‌شوند؛ سپس توزیع شرطی عامل پنهان به طور شرطی روی داده‌ها تعیین و دیگر پارامترها استنتاج می‌شود. توزیع پسین مشترک برای پارامترها و عامل با استفاده از شیوه زنجیره مارکف مونت کارلو و توزیع مقید در دو مرحله‌ی اول نمونه‌گیری می‌شود و یک مسیر مشابه جهت دستیابی به تابع چگالی احتمال[5] پیش‌بینی‌کننده نهایی (که در ساخت شاخص پیشرو استفاده می‌شود) دنبال می‌شود. همچنین متدولوژی استاک و واتسون می‌تواند گسترش یابد تا پیشرفت‌های اخیر در ادبیات مدل عاملی پویا را به کار گیرد. به طور خاص، مدل عاملی می‌تواند برای همه نماگرهای پیشرو بالقوه در نظر گرفته شود و عوامل برآوردشده می‌تواند برای پیش‌بینی شاخص هم‌زمان یا اجزاء آن مورد استفاده قرار گیرد. در ادامه مراحل این روش مورد بررسی قرار می‌گیرد. ابتدا مدل مورد استفاده برای نماگرهای پیشرو در معادله (۱۷) می‌تواند با معادله زیر جایگزین شود.

$$\Delta y_t = \Delta f_t + \xi_t \qquad (۱۹)$$

ابعاد Δy_t می‌تواند خیلی بزرگ باشد به طوری که شیوه انتخاب مداوم نماگرها لازم نیست. f_t: بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک به طوری که بیش از یک عامل می‌تواند نماگرها را حرکت دهد.

1. Otrok and Whiteman
2. Bayesian version
۳. Step-wise procedure؛ تحلیلی وایازی است که در آن متغیرهای توضیحی تک‌تک به معادله وایازی افزوده می‌شوند تا برخی از خوبی‌های بر ارزش برای دستیابی به تصریح رضایت‌بخش را تأیید کند
4. Posterior distribution
5. Probability density function(pdf)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

ξ_t : بردار دربرگیرنده اجزاء ویژه[1] هر نماگر پیشرو. لازم به ذکر است که f_t می‌تواند ارزش‌های وقفه‌ای یا حال عوامل را در برگیرد و مدل پویا باشد. استاک و واتسون (2002a و 2002b) برآوردگرهای عامل $\hat{f}_t$ را به عنوان حداقل کننده‌های تابع هدف تعریف کردند

$$V_{nT}(f,\Lambda)=\frac{1}{nT}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(y_{it}-\Lambda_i f_i)^2 \qquad (۲۰)$$

این معادله نشان می‌دهد که برآوردگرهای بهینه عوامل، r تعداد بردار ویژه[2] هستند که متناظر با r تعداد از بزرگ‌ترین مقادیر ویژه ماتریس $n^{-1}\sum_{i=1}^{n}\underline{y}_i\underline{y}_i'$، $T\times T$ است که $\underline{y}_i=(y_{i1},\ldots,y_{iT})$، است. عوامل حرکت‌دهنده نماگرهای پیشرو می‌توانند از طریق جایگزین کردن معادله (۱۶) با معادله زیر با شاخص ترکیبی هم‌زمان مرتبط شوند.

$$C_t=\delta_C+\lambda_{CC}(L)\Delta C_{t-1}+\lambda_{Cy}(L)f_{t-1}+\upsilon_{ct} \qquad (۲۱)$$

شیوه پیش‌بینی با استفاده از مدل (۱۶) برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان منطقه یورو (مارسلینو، استاک و واتسون[3] (۲۰۰۳)، انگلیس (ارتیس، بنرجی و مارسلینو[4] (۲۰۰۵)) و کشورهای در حال پیوستن به اتحادیه‌ها (بنرجی، مارسلینو و ماتسن[5] (۲۰۰۵)) نتایج خوبی داشته است.

کمبا مدز[6] و دیگران (۲۰۰۱)، فقط از شاخص های پیشرو برای استخراج عامل در بزرگ ترین کشورهای اروپایی استفاده کردند (برآورد مدل عامل در قالب فرم فضا حالت) و عملکرد پیش‌بینی خوب عامل‌های برآورد شده هنگام قرار گرفتن در یک مدل VAR برای پیش‌بینی رشد GDP را تأیید کردند.

1. idiosyncratic component
2. eigenvectors
3. Marcellino, Stock, Watson,2003
4. Artis, Banerjee, Marcellino,2005
5. Banerjee, Marcellino, Masten,2005
6.Camba-medez

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

عامل دیگری که بر پایه روش فرونی و دیگران (۲۰۰۲) برای ساخت CCI به کار گرفته شد، می‌تواند برای ساخت یک CLI مورد استفاده قرار گیرد. متغیرهای پیشرو به طور درون‌زا با استفاده از وقفه مؤلفه مشترکشان و با توجه به شاخص ترکیبی هم‌زمان فرونی[1] (متوسط وزنی مؤلفه مشترک تولید ناخالص داخلی ماهانه درون‌یابی شده[2] برای کشورهای منطقه یورو) تعیین می‌شوند. معادل متوسط وزنی متغیرهای پیشرو حاصله، شاخص پیشرو ترکیبی فرونی[3] است.

ارزش آینده شاخص ترکیبی هم‌زمان FHLR[4] با استفاده از مدل VAR برای شاخص پیشرو ترکیبی FHLR پیش‌بینی می‌شود. جزئیات بیشتر در خصوص این روش در مقاله فورنی و دیگران (۲۰۰۳) و کاربردهای آن در مقاله فورنی و دیگران (۲۰۰۳) ارائه شده است.

۲-۲-۲-۳. نماگر پیشرو ترکیبی مبتنی بر مدل مارکف سوئیچینگ

مدل مارکف می‌تواند جهت ارزیابی خواص پیش‌بینی نماگر پیشرو ترکیبی یا منفرد استفاده شود. شکل ساده مدل ارائه‌شده توسط همیلتون و پرز- کویرز[5] (۱۹۹۶) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta y_t - d_{s_{t+r}} = c(\Delta x_{t-1} - c_{s_{t-1}}) + b(\Delta y_{t-1} - d_{s_{t+r-1}}) + u_{yt} \qquad (۲۲)$$

$$\Delta x_t - c_{s_t} = a(\Delta x_{t-1} - c_{s_{t-1}}) + b(\Delta y_{t-1} - d_{s_{t+r-1}}) + u_{xt}$$

$$u_t = (u_{xt}, u_{yt})' \sim i.i.d.\ \ N(0, \sum)$$

به طوری که x و y تک متغیره هستند، s_t مطابق زنجیره مارکف با احتمال انتقال ثابت، $\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$ استخراج می‌شود و خصوصیات پیشروی بودن y نه تنها به وسیله اثرش روی مقادیر آینده x ارائه می‌شود، بلکه متغیر وضعیت s_{t+r} بر روی آن اثرگذار است.

1.CCIFHLR
2. Interpolated
3. CLIFHLR
4. Forni, Hallin, Lippi, Reichlin(FHLR)
5. Hamilton, Perez-Quiros

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

تفاوت اصلی بین (۲۲) و $\Delta x_t = c_{s_t} + A_{s_t}\Delta x_{t-1} + u_t$ در نماگرهای هم‌زمان، وجود وقفه‌ها و تقدم‌های متغیر وضعیت است. این نیازمند تعریف یک متغیر حالت جدید s_t^* است. چنانچه

$$s_t^* = \begin{cases} 1 & if s_{t+r} = 1, s_{t+r-1} = 1, \ldots, s_{t-1} = 1, \\ 2 & if s_{t+r} = 0, s_{t+r-1} = 1, \ldots, s_{t-1} = 1, \\ 3 & if s_{t+r} = 1, s_{t+r-1} = 0, \ldots, S_{t-1} = 1, \\ . & \\ & . \\ 2^{r+2} & if s_{t+r} = 0, s_{t+r-1} = 0, \ldots, s_{t-1} = 0 \end{cases} \quad (۲۳)$$

احتمالات تبدیل زنجیره مارکف که حرکت دهنده s_t^* است می‌تواند از معادله $\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$ استنتاج شود و در ساده‌ترین حالت که $r = 1$ است. احتمالات خلاصه در ماتریس زیر خلاصه می‌شوند.

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 & 0 & 0 & p_{11} & 0 & 0 & 0 \\ p_{10} & 0 & 0 & 0 & p_{10} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_{01} & 0 & 0 & 0 & p_{01} & 0 & 0 \\ 0 & p_{00} & 0 & 0 & 0 & p_{00} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{11} & 0 & 0 & 0 & p_{11} & 0 \\ 0 & 0 & p_{10} & 0 & 0 & 0 & p_{10} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_{01} & 0 & 0 & 0 & p_{01} \\ 0 & 0 & 0 & p_{00} & 0 & 0 & 0 & p_{00} \end{pmatrix} \quad (۲۴)$$

که i امین و j امین جز با احتمال $s_t^* = i$ متناظر می‌شود و $s_{t-1}^* = j$ را نتیجه می‌دهد. این احتمال که s_t^* یک مقدار معین است به‌وسیله اطلاعات موجود داده می‌شود. به عبارت دیگر:

$$\zeta_{t|t} = \begin{pmatrix} \Pr(s_t^* = 1 | x_t, x_{t-1}, \ldots, x_1, y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1) \\ \Pr(s_t^* = 2 | x_t, x_{t-1}, \ldots, x_1, y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1) \\ . \\ . \\ \Pr(s_t^* = 2^{r+2} | x_t, x_{t-1}, \ldots, x_1, y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1) \end{pmatrix} \quad (۲۵)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

این بردار همتای بردار

$$\zeta_{t|t} = \begin{pmatrix} \Pr(s_t = 0 | x_t, x_{t-1}, \ldots, x_1) \\ \Pr(s_t = 2 | x_t, x_{t-1}, \ldots, x_1) \end{pmatrix} \tag{۲۶}$$

است. بردار $\zeta_{t|t}$ و چگالی شرطی مقادیر آینده متغیرهای گذشته $f(x_{t+1}, y_{t+1} | s^*_{t+1}, x_t, \ldots, x_1, y_t, \ldots, y_1)$ می توانند با استفاده از فرایند دنباله‌ای[1] محاسبه شود. روش کرولزینگ[2] (۲۰۰۴) می‌تواند جهت پیش‌بینی مقادیر آینده متغیرهای هم‌زمان استفاده شود و روش همیلتون و پریز- کویرز (۱۹۹۶) برای ارزیابی وضعیت فعلی اقتصاد یا برای پیش بینی وضعیت‌های آینده تا دوره $t+r$ استفاده شود. برای مثال، احتمال وجود رکود در وضعیت فعلی با جمع سطرهای بردار $\zeta_{t|t}$ که متناظر با مقادیری از s^*_t که با $s_t = 1$ مشخص شد، داده می‌شود. در حالی که احتمال قرار گرفتن در رکود در دوره $t+r$ با جمع سطرهای بردار $\zeta_{t|t}$ که متناظر با مقادیری از s^*_t که با $s_{t+r} = 1$ مشخص شد، داده می‌شود. جهت استنتاج حالت‌های قبل از دوره $t+r$ می‌توان از فرمول زیر استفاده کرد؛

$$\zeta_{t+n|t} = \boldsymbol{P}^m \zeta_{t|t} \tag{۲۷}$$

همیلتون و پرز- کویرز (۱۹۹۶) دریافتند که مدل آن‌ها سیگنال ضعیفی از رکود در ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ و ۱۹۹۰ فراهم می کند. بعلاوه، شواهد ضعیفی در خصوص عامل سیکلی غیرخطی وجود دارد و یافته های برآوردی، برای پیش‌بینی رشد GNP یا نقاط عطف در مقایسه با تصریح VAR خطی از اهمیت کمی برخوردارند. حتی هنگامی‌که یک رابطه هم انباشتگی بین GNP و CLI

1. sequential procedure
2. Krolzig

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

تأخیری در مدل وجود داشت عملکرد مدل مارکف سوئیچینگ مناسب نبود که دلیل این موضوع می‌تواند به فرض ثابت بودن احتمال رکود مرتبط باشد.

مدل تبدیلی مارکف می‌تواند همچنین جهت استنتاج پیش‌بینی‌های طول دوره رکود (یا رونق) استفاده شود. فرض کنید که x_t یک مدل مارکف سوئیچینگ ساده باشد و با فرض اینکه در دوره t اقتصاد در رکود باشد، ($s_t = 1$).

$$pr(s_{t+1} = 1 | x_t, ..., x_1) = p_{11} \tag{۲۸}$$

$$pr(s_{t+2} = 1, s_{t+1} = 1 | x_t, ..., x_1) = pr(s_{t+2} = 1, | s_{t+1} = 1, x_t, ..., x_1) pr(s_{t+1} = 1 | x_t, ..., x_1) = p_{11}^2$$

و احتمال پایان رکود در دوره $T + N$ به شرح زیر است:

$$pr(s_{t+n} = 0, s_{t+n-1} = 1, ..., s_{t+1} = 1, | x_t, ..., x_1) = (1 - p_{11}) p_{11}^{n-1} \tag{۲۹}$$

اگر:

$$\Pr(s_t = i | s_{t-1} = j, \quad x_{t-1}, ..., x_1, y_{t-1}, ..., y_1) = \frac{\exp(\theta y_{t-1})}{1 + \exp(\theta y_{t-1})} \text{ با } \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$$

جانشین شود یعنی احتمالات حالت TIME- VARYING هستند. بنابراین

$$\hat{p}_{11,t+j} = E(\frac{\exp(\theta y_{t+j-1})}{1 + \exp(\theta y_{t+j-1})} | x_{t,...,} x_1, y_t, ..., y_1) \tag{۳۰}$$

$$pr(s_{t+n} = 0, s_{t+n-1} = 1, ..., s_{t+1} = 1, | x_t, ..., x_1) = (1 - \hat{p}_{11,t+j}) \prod_{j=1}^{n-1} \hat{p}_{11,t+j} \tag{۳۱}$$

این نتیجه می‌دهد که یک برآوردگر از طول دوره باقی‌مانده مورد انتظار از رکود، τ، در دوره t بر اساس معادله زیر تعیین می‌شود

$$\hat{\tau} = E(\tau | s_t = 1) = \sum_{i=1}^{\infty} i(1 - \hat{p}_{11,t+j}) \prod_{j=1}^{i-1} \hat{p}_{11,t+j} \tag{۳۲}$$

که برای احتمالات ثابت به صورت زیر ساده‌سازی می‌شود

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

$$\widehat{\tau} = E(\tau \mid s_t = 1) = \sum_{i=1}^{\infty} i(1-p_{11})p_{11}^{i-1} \qquad (۳۳)$$

یک موضوع جالب این است که آیا نماگرهای پیشرو برای پیش‌بینی τ مفید هستند یا خیر.

۳. پیشینه تجربی

دوفرنات و کداد[1] (۲۰۱۴) در پژوهشی به تحلیل رابطه میان ادوار تجاری ۵ کشور عضو آ.سه. آن با استفاده از رویکرد مارکف- سوئیچینگ پرداختند. در این پژوهش از داده‌های فصلی طی دوره فصل اول سال ۱۹۷۵ تا فصل دوم سال ۲۰۱۰ استفاده شد و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی آمریکا، ژاپن و چین نیز به منظور آزمون اثرگذاری آن‌ها بر ادوار تجاری منطقه مذکور به کار گرفته شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که یک سیکل منطقه‌ای تنها زمانی که اقتصاد ۵ کشور آ.سه. آن در وضعیت رونق می‌باشند حاوی اطلاعات مفیدی جهت پیش‌بینی وضعیت آینده است؛ بنابراین علیت میان ادوار تجاری نامتقارن است.

یلمازکودی و آکای[2] (۲۰۰۸) به بررسی انتقال رژیم در اقتصاد ترکیه پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل عاملی پویای زمان متغیر با تغییر رژیم، نماگرهای پیشرو در بحران پول ملی ترکیه را ساخت و برآورد کردند. سپس ادوار تجاری اقتصاد ترکیه را با استفاده از مدل مارکف سوییچینگ تک متغیره سه وضعیتی تحلیل کردند؛ داده های مورد استفاده در این مقاله به صورت ماهانه و برای دوره زمانی ۲۰۰۱:۱۰-۱۹۸۶:۲ هستند. هدف مدل تولید احتمالات رژیم از نماگرهایی است که می‌توانند افزایش در ریسک کشور و بحران های بالقوه پول ملی را علامت دهند. مدل سه وضعیتی مارکف سوییچینگ، وضعیت غیر رکودی را به دو زیر وضعیت رشد بالا و رشد پایین تجزیه می‌کند و هدف آن تولید احتمالات رژیم از داده های تولید ناخالص داخلی واقعی و مقایسه توالی این وضعیت ها است. در مجموع، نتایج دو مدل حاوی مفاهیم سیاستی مهمی است اینکه دوره‌های رکودی اقتصاد ترکیه می‌تواند به وسیله بحران‌های پول ملی ایجاد شوند.

1. Dufrénot & Keddad
2. Yilmazkuday & Akay

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

کاریرو و مارسلینو[1] (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 کردند. متغیرهایی که در شاخص هم‌زمان ترکیبی برای انگلستان استفاده شده شامل تولید صنعتی، فروش جزئی، اشتغال و درآمد قابل تصرف حقیقی خانوار برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۸ با تواتر ماهانه است. مهم‌ترین یافته این مقاله برای پیش‌بینی‌های اقتصادی آن است که می‌بایست توجه بیشتری به ساخت شاخص‌های پیشرو ترکیبی نسبت به شاخص‌های هم‌زمان صورت گیرد. علاوه بر این، انتخاب اجزا شاخص به دلیل تغییر بهترین نماگرهای پیشرو طی زمان از اهمیت بسزایی برخوردار است. نهایتاً، فرایند پیش‌بینی نقاط عطف می‌بایست بهبود یابد؛ زیرا بسیاری از روش‌های موجود نتایج مناسب سیستماتیکی را ارائه نمی‌دهند.

فاضل و توکلی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به پیش‌بینی ادوار تجاری ایران پرداخته و با استفاده از زنجیره‌های مارکف MS-AR و ARIMA به پیش‌بینی ادوار تجاری پرداخته‌اند. داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی و از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ است. نتایج بیانگر آن است که مدل MS-AR در مقایسه با مدل ARIMA دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی ادوار تجاری است.

هژبر کیانی و مرادی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۷:۲-۱۳۶۷:۱ با استفاده از رهیافت الگوی خودبازگشتی مارکف سوئیچینگ می‌پردازند. نتایج حاکی از آن است که در سه مقطع زمانی، چهار رکود اتفاق افتاده و طولانی‌ترین آن‌ها در دوره ۱۳۷۲:۲-۱۳۷۱:۲ با تداوم هفت فصل ظهور کرده است. نتایج به‌دست‌آمده بر این دلالت دارد که در دوره مورد بررسی هر بار وقوع رکود به طور متوسط ۱,۷۴ فصل تداوم داشته است. این در حالی است که بروز هر دوره رونق در دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران ۶,۶۶ فصل ادامه یافته است.

1. Carriero and marcellino

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

گرجی و اقبالی (۱۳۸۸) در مقاله‌ای به بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران می‌پردازند. الگوی مورد نظر تلفیقی از سیاست‌های پولی و مالی است که با استفاده از روش خود توضیح برداری (VAR) برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۸ برآورد شده است. نتایج مقاله نشان داده است که عوامل پولی و مالی می‌توانند در ایجاد نوسانات اقتصادی تأثیرگذار باشند و به نظر می‌رسد که سیاست‌های مالی بیشتر از سیاست‌های پولی در ایجاد سیکل‌های تجاری مؤثر بوده‌اند. در این میان عوامل دیگری که همگی به نوعی به ساختار اقتصاد ایران مربوط می‌شوند در ایجاد تنش‌های اقتصادی در اقتصاد ایران نقش مهمی را ایفا می‌کنند.

٤. نتیجه‌گیری

شناخت چگونگی شکل‌گیری ادوار تجاری منجر به اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی مطلوب‌تر در راستای ثبات اقتصادی و کاهش انحراف رشد اقتصادی از مسیر بلندمدت می‌شود. شناسایی علل ایجاد ادوار تجاری در اقتصاد جهت برنامه‌ریزی و اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی از اهمیت به سزایی برخوردار است. اشراف بر کم و کیف این پدیده و شناسایی علل آن سبب می‌شود تا بتوان در برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی از آثار منفی رکودها اجتناب و آثار مثبت رونق‌ها را حفظ و درنتیجه در تخصیص بهینه منابع بهره‌مند شد.

به منظور پیش‌بینی ادوار تجاری استفاده از نماگرهای اقتصادی پیشرو، هم‌زمان و تأخیری از اهمیت قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. نماگرهای پیشرو مهم‌ترین دسته از نماگرهای اقتصادی هستند که پویایی‌های آینده اقتصاد را توصیف کرده و نسبت به تغییرات شرایط اقتصادی حساس هستند. اهمیت نماگرهای پیشرو در مقایسه با سایر نماگرها در این است که با شناسایی آن‌ها می‌توان تحولات آینده اقتصاد را قبل از ورود به دوره‌های رونق یا رکود پیش‌بینی کرد. به عبارت دیگر، نماگرهای پیشرو مانند یک سیستم هشداردهنده، وضعیت آینده اقتصاد را مشخص می‌سازند و درواقع این نوع از متغیرها پیش از بروز تحولات اقتصادی تغییر می‌کنند. بنابراین با شناسایی این نماگرها و پیش‌بینی نوسانات آینده آن‌ها می‌توان سیاست‌های اصلاحی لازم را به منظور حداقل کردن تبعات منفی نوسانات اتخاذ کرد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

بر اساس تئوری های اقتصادی و مطالعات تجربی استفاده از نماگر پیشروی منفرد در مورد متغیر هدف با توجه به متفاوت بودن خصوصیات و منابع مختلف رکودها خطرناک است. بنابراین به روند یک نماگر پیشرو منفرد با توجه به تفاوت منبع ادوار تجاری نبایستی توجه کرد و از نماگر پیشروی ترکیبی جهت اتخاذ سیاست‌های اقتصادی صحیح استفاده کرد. با استفاده از شاخص ترکیبی پیشرو می توان ادوار تجاری اقتصاد را شناسایی کرد و همچنین با پیش بینی ادوار تجاری به اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی و همسو با ادوار پرداخت.

ترکیبی از نماگرهای پیشرو در شاخص‌های ترکیبی می‌تواند در دریافت سیگنال‌های آتی از بخش های مختلف اقتصاد سودمندتر باشد. ساخت شاخص ترکیبی مستلزم چندین مرحله است و باید در چارچوب غیرمدلی یا مدل اقتصادسنجی خاص احتمالاً همراه با متغیر هدف به کار برده شود. از این رو در این مقاله به بررسی روش های مدلی و غیرمدلی ساخت شاخص‌های ترکیبی پیشرو به‌منظور شناسایی ادوار تجاری پرداخته شد.

در مقام مقایسه شاخص های مبتنی بر رویکرد غیرمدلی به آسانی ساخته، توضیح و تفسیر می‌شوند که برای عموم و سیاست گذاران بسیار باارزش هستند. این رویکرد که اغلب توسط مراکز دولتی برای فهم عموم ساخته می‌شود، مشکلات مربوط به برازش و انتخاب صحیح مدل را ندارد اما در این رویکرد مقادیر با وقفه متغیر هدف به طور معمول در شاخص های پیشرو گنجانده نمی‌شوند. در حالی که دلایل آماری و اقتصادی از پایداری متغیر هدف وجود دارد و بنابراین چنین شمولیتی ترجیح داده می‌شود. علاوه بر این مقادیر با وقفه نماگرهای منفرد معمولاً در شاخص استفاده نمی‌شوند در حالی که آن‌ها اطلاعات مرتبط و مناسبی را فراهم می‌کنند. برای مثال، نه تنها مقدار نقطه ای یک نماگر مهم است، بلکه تکامل آن در طول یک دوره زمانی برای پیش بینی رفتار آینده متغیر هدف نیز مهم است. اگر تعدادی از نماگرها و متغیر هدف هم انباشتگی داشته باشند، انحرافات کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت می‌تواند اطلاعات مفیدی در مورد حرکت‌های آینده متغیر هدف ارائه کند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

بیشتر انتقادات وارد به رویکرد غیرمدلی در ساخت شاخص‌های ترکیبی بر پایه روش‌های مبتنی بر مدل ارائه شده است که می‌توان آن‌ها را در دو گروه اصلی مدل‌های عاملی پویا و مدل‌های تبدیلی مارکوف دسته‌بندی کرد. در رویکرد مدلی که بر پایه روش‌های اقتصادسنجی بنا شده به رغم پیچیدگی، در محافل آکادمیک ارجح است. لذا در مقاله فوق به معرفی مدل های خودرگرسیون برداری، عاملی و مارکف سوئیچینگ به منظور ساخت شاخص‌های ترکیبی پیشرو پرداخته شد و درنهایت مدل برتر انتخاب شد.

با بررسی مدل ها مشخص شد که مدل مارکف سوئیچینگ به عنوان مدل برتر است. از جمله ویژگی‌های این نوع مدل‌ها آن است که با توجه به ماهیت غیرخطی بودن آن، رفتار متغیری که مدل‌سازی بر اساس آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند و این تغییر وضعیت به‌سرعت انجام می‌گیرد. از سوی دیگر، تفکیک درون‌زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون زایی روابط بین مشاهدات متغیرها از جمله مزایای این روش است. همچنین در مدل‌های مبتنی بر روش مارکف سوئیچینگ، امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد. در این مدل ها امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتد. تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود و همچنین این مدل‌ها فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و قادر به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در رژیم‌های مختلف است.

بنابراین مدل مارکف سوئیچینگ به منظور محاسبه شاخص ترکیبی پیشرو و به تبع آن پیش‌بینی متغیرها نسبت به سایر مدل‌های مطرح‌شده ارجحیت دارد. از جمله کاربردهای دیگر مدل مارکف سوئیچینگ، تعیین سیکل‌های تجاری، بررسی نرخ بهره، نرخ ارز و بازار سهام، بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد و همین طور بررسی نرخ بیکاری است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

منابع

فاضل، مهدی؛ توکلی، اکبر و مصطفی رجبی (۱۳۹۲). «مقایسه عملکرد الگوی ARIMA و MS-AR در پیش‌بینی ادوار تجاری ایران». *مدل‌سازی اقتصادی*. تابستان. دوره ۷. شماره ۲. پیاپی ۲۲، صص ۸۱-۶۳.

گرجی، ابراهیم و علیرضا اقبالی (۱۳۸۸). «بررسی و برآورد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*. تابستان. دوره ۹. شماره ۲. پیاپی ۳۳. صص ۹۶-۷۱.

هژبرکیانی، کامبیز و علیرضا مرادی (۱۳۹۰). «تعیین نقاط چرخش در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودبازگشتی سوئیچینگ مارکف». *مدل‌سازی اقتصادی*. تابستان.دوره ۵. شماره ۲. پیاپی ۱۴. صص ۲۵-۱.

Artis, M.J., Banerjee, A., Marcellino, M. (2005). “Factor forecasts for the UK”. *Journal of Forecasting*. In press.

Auerbach, A.J. (1982). “The index of leading indicators: Measurement without theory, thirty-five years later”. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64 (4), PP. 589–595.

Banerjee, A.N., Marcellino, M., Masten, I. (2005). “Forecasting macroeconomic variables for the accession countries”. In: Artis, M., Banerjee, A., Marcellino, M. (Eds.), The European Enlargement: Prospects and Challenges. Cambridge University Press, Cambridge. In press.

Canova, F., Ciccarelli, M. (2001). “Forecasting and turning point predictions in a Bayesian panel VARmodel”. *Journal of Econometrics*, Vol. 120 (2), PP. 327–359.

Canova, F., Ciccarelli, M. (2003). “Panel index VAR models: Specification, estimation, testing and leading indicators”. CEPR Discussion Paper No. 4033.

Carriero, A., & Marcellino, M. (2006). “A Comparison of Methods for the Construction of Composite Coincident and Leading Indexes for the UK”. Working paper No.590, ISSN 1473-0278.

Carriero, A., Marcellino, M. (2005). “Building composite coincident indicators for European countries”. Mimeo, Bocconi University.

Diebold, F.X., Rudebusch, G.D., Sichel, D.E. (1993). “Further evidence on business cycle duration dependence”. In: Stock, J.H.,Watson, M.W. (Eds.), Business Cycles, Indicators, and Forecasting. The University of Chicago Press, Chicago, pp. 255–280.

Dufrénot,G., & Keddad, B. (2014). “Business cycles synchronization in East Asia: A Markov-switching approach”. *Economic Modelling*, Vol. 42, PP. 186–197. Access by: www.elsevier.com/locate/ecmod

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L. (2000). “The generalized factor model: Identification and estimation”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82 (4), PP. 540–554.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L. (2001). "Coincident and leading indicators for the Euro area". *The Economic Journal*, Vol. 111 (May), C62–C85.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L. (2003a). "The generalized dynamic factor model: One-sided estimation and forecasting". *Journal of the American Statistical Association*. In press.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L. (2003b). "Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the Euro area?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, PP. 1243–1255.

Fuhrer, J.C., Rudebusch, G.D. (2004). "Estimating the Euler equation for output". *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51 (September), PP. 1133–1153

Hamilton, J.D. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". *Econometrica*, Vol. 57, PP. 357–384.

Hamilton, J.D., Perez-Quiros, G. (1996). "What do the leading indicators lead?", *The Journal of Business*, Vol. 69(1), PP. 27–49.

Kim, C.-J., Nelson, C.R. (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*, Vol. 80, PP. 188–201.

Koopmans, T.C. (1947). "Measurement without theory". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 29, PP. 161–179.

Koch, P.D., Rasche, R.H. (1988). "An examination of the commerce department leading-indicator approach". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 6 (2), PP. 167–187.

Krolzig, H.-M. (2004). "Predicting Markov-switching vector autoregressive processes". *Journal of Forecasting*. In press.

Lütkepohl, H. (1987). *Forecasting Aggregated Vector ARMA Processes*. Springer-Verlag, Berlin.

Marcellino, M., Stock, J.H., Watson, M.W. (2003). "Macroeconomic forecasting in the Euro area: Country specific versus Euro wide information". *European Economic Review*, Vol. 47, PP. 1–18.

Niemira, M.P., Klein, P.A. (1994). *Forecasting Financial and Economic Cycles*. Wiley.

Otrok, C., Whiteman, C.H. (1998). "Bayesian leading indicators: Measuring and predicting economic conditions in Iowa". *International Economic Review*, Vol. 39, PP. 997–1014.

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., Watson, M.W. (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.

Stock, J.H., Watson, M.W. (2003a). "Forecasting output and inflation: The role of asset prices". *Journal of Economic Literature*, Vol. 41 (3), PP. 788–829.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

Stock, J.H., Watson, M.W. (2003b). “How did the leading indicator forecasts perform during the 2001 recession”. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 89, PP. 71–90.

Stock, J.H., Watson, M.W. (2006). “Forecasting with many predictors”. In: Elliott, G., Granger, C.W.J., Timmermann, A. (Eds.), Handbook of Economic Forecasting. Elsevier, Amsterdam, pp. 515–554. Chapter 10 in this volume.

Vaccara, B.N., Zarnowitz, V. (1978). “How good are the leading indicators?” In: Proceedings of the Business and Economic Statistics Section. American Statistical Association, pp. 41–51.

Yilmazkuday,H., & Akay, K. (2008). “An analysis of regime shifts in the Turkish economy”. *Economic Modelling*, Vol. 25, PP. 885–898. Access by: www.sciencedirect.com

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-01-29]