پژوهش‌های پولی-بانکی
سال ششم، شماره ۱۸، زمستان ۱۳۹۲
صفحات ۲۳-۵۷

ارزیابی عملکرد روش‌های ترکیبی، در پیش‌بینی زمان‌حقیقی نرخ تورم در ایران

حامد عطریانفر [*] **سیدمهدی برکچیان** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۷/۰۱

چکیده

نرخ تورم یکی از کلیدی‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که داشتن پیش‌بینی دقیقی از آن به‌صورت زمان‌حقیقی (real-time) برای نهادهای سیاستگذار به‌ویژه بانک‌های مرکزی از اهمیت فراوانی برخوردار است. یکی از راه‌هایی که برای افزایش دقت پیش‌بینی پیشنهاد می‌شود، استفاده از محتوای اطلاعاتی دسته وسیعی از متغیرهای گوناگون با بهره‌گیری از روش‌های ترکیب پیش‌بینی است. در این مقاله تعدادی از روش‌های ترکیب پیش‌بینی به‌صورت زمان‌حقیقی برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران پیاده‌سازی و ارزیابی شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد روش‌های ساده ترکیب در مقایسه با روش‌هایی که به تخمین وزن‌های بهینه می‌پردازند، عملکرد بهتری دارند و صرف‌نظرکردن از همبستگی میان پیش‌بینی‌های ساده در به‌دست‌آوردن وزن‌ها موجب افزایش دقت پیش‌بینی می‌شود. همچنین اگرچه عملکرد وزن‌های انقباضی با افزایش ضریب انقباض بهبود می‌یابد، اما به‌طور کلی پیش‌بینی‌های حاصل از وزن‌های بهینه دارای دقت بیشتری نسبت به پیش‌بینی‌های حاصل از وزن‌های انقباضی است.

واژه‌های کلیدی: ترکیب پیش‌بینی، نرخ تورم، خودرگرسیون با وقفه توزیع‌شده
طبقه‌بندی JEL: E37، C53، C22

[*] کارشناس ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران؛ hamed_atrianfar@yahoo.com (نویسنده مسئول)
[†] استادیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران؛ barakchian@sharif.edu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۱ مقدمه

یکی از موضوعاتی که به‌ویژه برای بانک‌های مرکزی از اهمیت فراوانی برخوردار است، پیش‌بینی زمان‌حقیقی[1] نرخ تورم است. بانک‌های مرکزی به‌عنوان متولیان سیاست‌های پولی، برای اتخاذ تصمیم مناسب باید تصویری دقیق از رفتار آینده سطح قیمت‌ها یا به‌عبارت دیگر پیش‌بینی مناسبی از نرخ تورم داشته باشند. مسئله‌ای که بانک‌های مرکزی، برخلاف مطالعات آکادمیک هنگام پیش‌بینی باید در نظر بگیرند (فارغ از روشی که برای این کار استفاده می‌کنند)، مسئله زمان‌حقیقی‌بودن پیش‌بینی است؛ یعنی اینکه در هر مقطع زمانی باید تنها با استفاده از داده‌های موجود در همان مقطع، پیش‌بینی خود را انجام دهند. نکته‌ای که در این میان وجود دارد این است که اولاً، در هر مقطع زمانی، لزوماً داده‌های متغیرهای مختلف مربوط به همان مقطع در دسترس نیست و اطلاعات مربوط به بسیاری از متغیرهای اقتصادی با وقفه منتشر می‌شود. ثانیاً، این اطلاعات منتشرشده در معرض تجدیدنظر قرار دارد و ممکن است مقادیر آنها در طول زمان تغییر کند.

از طرف دیگر، روابط بین متغیرهای اقتصادی آن‌چنان فراگیر و پیچیده است که نمی‌توان رفتار یک متغیر را تنها در ارتباط با تعداد محدودی از متغیرها در نظر گرفت. این موضوع در مورد نرخ تورم اهمیت مضاعفی پیدا می‌کند. نظریه‌های اقتصادی مانند منحنی فیلیپس، نظریه مقداری پول و نظریه ساختار زمانی نرخ بهره[2]، پشتوانه‌های نظری برای رابطه تنها برخی از متغیرها با تورم را فراهم می‌کند، در حالی که در عمل حجم گسترده‌ای از داده‌ها موجود است که بالقوه می‌تواند به پیش‌بینی تورم کمك کند و مطالعات فراوانی وجود دارد که برای پیش‌بینی، از اطلاعات موجود در مجموعه وسیعی از داده‌ها استفاده می‌کنند.[3]

روش‌های استفاده از اطلاعات مقیاس گسترده در بهبود عملکرد پیش‌بینی را می‌توان به دو دسته کلی روش‌های ترکیب اطلاعات[4] و روش‌های ترکیب پیش‌بینی[5] تقسیم کرد. در روش‌های ترکیب اطلاعات، ابتدا محتوای اطلاعاتی موجود در طیف وسیعی از متغیرها را در

---

[1] real-time

[2] term structure theory of interest rate

[3] برای نمونه نگاه کنید به Stock & Watson (2002a)، Liu & Jansen (2007) و Heij, van Dick & Groenen (2008).

[4] information combination

[5] forecast combination

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

تعداد محدودی از عامل‌ها خلاصه کرده و سپس از این عامل‌ها برای تولید پیش‌بینی استفاده می‌کنند،[1] اما در روش‌های ترکیب پیش‌بینی ابتدا از هر کدام از متغیرها یک پیش‌بینی برای متغیر هدف حاصل کرده و در مرحله بعد به‌وسیله تکنیک‌های ترکیب پیش‌بینی، پیش‌بینی‌های حاصل‌شده را ترکیب می‌کنند تا پیش‌بینی واحدی به‌دست‌آید.[2]

از آنجا که وجود پیش‌بینی زمان‌حقیقی دقیق از نرخ تورم برای نهادهای سیاستگذار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، این مطالعه در پی آن است که از مجموعه داده‌های نسبتاً گسترده موجود از بخش‌های مختلف اقتصادی برای پیش‌بینی دقیق زمان‌حقیقی نرخ تورم استفاده کند. عطریان‌فر و برکچیان (۱۳۹۰) محتوای اطلاعاتی متغیرهای مختلف اقتصادی برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران را بررسی کرده‌اند. مطالعه حاضر در ادامه این مطالعه، سعی دارد از محتوای اطلاعاتی متغیرهای گوناگون اقتصادی با استفاده از تکنیک‌های ترکیب پیش‌بینی استفاده کرده و به‌این‌وسیله پیش‌بینی دقیق‌تری از نرخ تورم ارائه دهد. عطریانفر، برکچیان و فاطمی‌اردستانی (۱۳۹۲) به ارزیابی روش‌های ترکیب پیش‌بینی پرداخته‌اند، اما این ارزیابی به‌صورت غیر زمان‌حقیقی و برای پیش‌بینی قیمت مسکن صورت گرفته است؛ لذا از آنجا که به نظر می‌رسد علی‌رغم اهمیت موضوع برای نهادهای سیاستگذار، تاکنون مطالعه‌ای در نشریات داخلی به پیش‌بینی زمان‌حقیقی نرخ تورم ایران و ارزیابی روش‌های ترکیب پیش‌بینی به‌صورت زمان‌حقیقی نپرداخته است، این مطالعه را می‌توان نخستین گام در این راستا دانست.

برخی از نتایج به‌دست‌آمده در ارزیابی زمان‌حقیقی روش‌های ترکیب پیش‌بینی مشابه نتایج ارزیابی غیر زمان‌حقیقی روش‌های ترکیب پیش‌بینی در مطالعه عطریانفر و همکاران (۱۳۹۲) است، اما برخی دیگر از نتایج به‌دست‌آمده با یافته‌های مطالعه مزبور متفاوت است. در هر دو مطالعه نشان داده شده است که روش‌های ساده ترکیب عملکرد بهتری نسبت به وزن‌های بهینه دارند. اما برخلاف مطالعه عطریانفر و همکاران، در مطالعه حاضر که به‌صورت زمان حقیقی انجام شده نتیجه خاصی در مورد اثر تعداد خوشه‌ها (در روش‌های ترکیبی که از خوشه‌بندی پیش‌بینی‌ها استفاده می‌کنند) یا نرخ تنزیل (در روش‌های ترکیب مبتنی بر مجذور خطای پیش‌بینی تنزیل‌شده) بر دقت پیش‌بینی نمی‌توان گرفت. یافته‌های دیگر این مطالعه حاکی از آن است که در حالت زمان‌حقیقی، به‌طور کلی انقباض وزن‌های بهینه به سمت وزن‌های یکسان موجب بهبود دقت پیش‌بینی نمی‌شود، اما در میان

[1] Stock & Watson (1999, 2002b), Massimiliano, Stock & Watson (2003)

[2] Stock & Watson (1999, 2003, 2004)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

وزن‌های انقباضی، افزایش ضریب انقباض مانند حالت غیر زمان‌حقیقی از خطای پیش‌بینی می‌کاهد.

بخش دوم به مرور مطالعات پیشین درباره ترکیب پیش‌بینی و پیش‌بینی زمان‌حقیقی می‌پردازد. در بخش سوم چگونگی استخراج پیش‌بینی‌های ساده و نحوه ترکیب آنها توضیح داده می‌شود. بخش چهارم به شرح داده‌های مورد استفاده و وقفه انتشار آنها می‌پردازد. در بخش پنجم نتایج حاصل از عملکرد روش‌های ترکیب پیش‌بینی ارائه می‌شود و بخش ششم نتیجه‌گیری می‌کند.

۲ مطالعات پیشین

۱.۲ ترکیب پیش‌بینی

فرض کنید $\hat{y}_{t+h,t} = \left(\hat{y}_{t+h,t,1}, \hat{y}_{t+h,t,2}, \dots, \hat{y}_{t+h,t,N}\right)'$ برداری از n پیش‌بینی ساده[1] برای متغیر y_{t+h} باشد. به‌طور مشخص منظور از $\hat{y}_{t+h,t,i}$ ، پیش‌بینی ساده iام از مقدار متغیر y در زمان $t+h$ است که این پیش‌بینی در زمان t صورت می‌گیرد. پرسش اصلی مبحث ترکیب پیش‌بینی این است که چگونه می‌توان این n پیش‌بینی را با یکدیگر ترکیب کرد و پیش‌بینی مرکبی ارائه داد که بهترین عملکرد پیش‌بینی را داشته باشد. منظور از بهترین عملکرد پیش‌بینی این است که پیش‌بینی ارائه‌شده، یک تابع زیان هدف[2] را کمینه سازد. به عبارت دیگر، فرض کنید پیش‌بینی مرکب ارائه‌شده در زمان t برای مقدار متغیر y در زمان $t+h$ را با نماد $\hat{y}^c_{t+h,t}$ نشان دهیم. آنگاه رابطه ۱ حاصل می‌شود.

$$\hat{y}^c_{t+h,t} = \omega'_{t+h,t}\hat{y}_{t+h,t} \qquad (۱)$$

که در این رابطه $\omega_{t+h,t} = \left(\omega_{t+h,t,1}, \dots, \omega_{t+h,t,N}\right)'$ است.[3] منظور از $\omega_{t+h,t,i}$ عبارتست از وزنی که در پیش‌بینی مرکب ساخته‌شده در زمان t برای مقدار متغیر هدف در

[1] در این مقاله از واژه «پیش‌بینی ساده» در مقابل واژه «پیش‌بینی مرکب» استفاده شده است و منظور از آن پیش‌بینی‌هایی است که از ترکیب آنها، پیش‌بینی مرکب حاصل می‌شود.

[2] یکی از رایج‌ترین توابع زیان هدف در ادبیات پیش‌بینی، تابع میانگین مجذور خطای پیش‌بینی است که در این مقاله نیز از همین تابع استفاده شده است.

[3] توجه شود که در اینجا تنها ترکیب خطی پیش‌بینی‌های ساده در نظر گرفته شده است. برای مطالعه در مورد ترکیب‌های غیرخطی به Timmermann (2006) نگاه کنید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

زمان $t+h$ به پیش‌بینی ساده iام اختصاص داده می‌شود. حال اگر خطای پیش‌بینی مرکب را با $e^{c}_{t+h,t}$ نشان دهیم، می‌توان فرم ریاضی مسئله ترکیب پیش‌بینی را به‌صورت رابطه ۲ نوشت.

$$\omega^{*}_{t+h,t} = \arg\min E\left(e^{c}_{t+h,t}(\omega_{t+h,t})^{۲}\right) \qquad (۲)$$

اگر پارامترهای توزیع توام $\hat{y}_{t+h,t}$ و y_{t+h} در دسترس باشد، می‌توان مقدار دقیق وزن‌های بهینه را به‌دست‌آورد؛ اما چون در عمل این مقادیر در اختیار پژوهشگر نیست، وی ناگزیر از تخمین آنها است. دو مسئله اساسی که در تخمین وزن‌ها می‌توان به آن اشاره کرد، مسئله خطای تخمین و تغییرات زمانی است.

۱.۱.۲ خطای تخمین

وجود خطای تخمین در برآورد وزن‌های ترکیب موجب می‌شود پیش‌بینی مرکب حاصله از حالت بهینه خود فاصله گرفته و هر چه تعداد پارامترهای مورد برآورد بیشتر می‌شود، این فاصله از حالت بهینه نیز افزایش می‌یابد. برای رفع این مشکل راه‌های مختلفی پیشنهاد شده است:

- استفاده از وزن‌های ساده‌ای که فاقد خطای تخمین هستند

به‌طور کلی در ساخت این وزن‌ها عملکرد نسبی پیش‌بینی‌های ساده نسبت به یکدیگر در نظر گرفته نمی‌شود و در واقع این وزن‌ها به‌صورت از پیش تعیین‌شده به هر کدام از پیش‌بینی‌های ساده اختصاص می‌یابند. یکی از مهم‌ترین این وزن‌ها، وزن یکسان (معکوس تعداد پیش‌بینی‌های ساده) است که با اختصاص این وزن‌ها، پیش‌بینی مرکب به‌صورت میانگین ساده پیش‌بینی‌های ساده درمی‌آید. با وجود اینکه این وزن‌ها از اطلاعات عملکرد نسبی پیش‌بینی‌ها هیچ استفاده‌ای نمی‌کنند، اما در عمل، کارایی خوبی از خود نشان داده‌اند.[۱] به عنوان نمونه‌های دیگری از پیش‌بینی‌های مرکب که با وزن‌های ساده ساخته می‌شوند می‌توان به میانگین پیراسته و میانه اشاره کرد.

- وضع ساختاری روی وزن‌ها به منظور کاهش پارامترهای مورد برآورد

در این روش‌ها سعی می‌شود با وضع قیودی روی وزن‌های ترکیب، تعداد پارامترهای مورد برآورد و در نتیجه میزان خطای تخمین را کاهش دهند. به‌عنوان نمونه برخی از این

[۱] برای نمونه به Figlewski & Urich (1983)، Bunn (1985)، Clemen & Winkler (1986) و Stock & Watson (2003, 2004) نگاه کنید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

روش‌ها از همبستگی بین پیش‌بینی‌های ساده صرف‌نظر کرده تا بدین‌وسیله از تعداد پارامترها و درنتیجه خطای تخمین را کاهش دهند.[۱]

- استخراج عوامل اصلی پیش‌بینی‌های ساده

در این روش ابتدا بعد پیش‌بینی‌های ساده را با استخراج مؤلفه‌های اصلی[۲] و محدود آنها کاهش داده و سپس روش‌های ترکیب پیش‌بینی را روی این عوامل اصلی پیاده می‌کنند.[۳] این روش سعی دارد ضمن کاهش خطای تخمین، حتی‌الامکان اطلاعات نهفته در پیش‌بینی‌های مختلف را از دست ندهد.

- روش انقباضی[۴]

در این روش وزن اختصاص‌یافته به هر پیش‌بینی برابر است با میانگین وزنی وزن‌های بهینه و وزن‌های یکسان که وزن هر کدام را عددی به نام پارامتر انقباض[۵] مشخص می‌کند.[۶] منطق روش انقباضی بر این اصل استوار است که با سوق دادن وزن‌های نهایی به سمت وزن‌های یکسان (که دارای خطای تخمین نمی‌باشند)، از خطای ایجادشده در اثر تخمین وزن‌های بهینه کاسته و دقت پیش‌بینی را افزایش دهند.

- خوشه‌بندی[۷]

این روش در راستای کاهش پارامترهای مورد برآورد، ابتدا پیش‌بینی‌های ساده را بر اساس عملکرد پیش‌بینی مرتب کرده و سپس به خوشه‌هایی با اندازه یکسان تقسیم می‌کند. آنگاه از هر کدام از خوشه‌ها یک میانگین ساده گرفته و تکنیک‌های ترکیب پیش‌بینی را روی این میانگین‌ها پیاده می‌کند.[۸]

۲.۱.۲ تغییرات زمانی

مسئله دیگری که هنگام برآورد وزن‌ها وجود دارد، مسئله تغییرات زمانی است. بدین معنی که به علت تغییر در فرآیند تولید داده واقعی، دقت هر کدام از پیش‌بینی‌های ساده نسبت به

---

[۱] برای بررسی بیشتر در این مورد به Bates & Granger (1969)، Newbold & Granger (1974)، Winkler & Makridakis (1983)، Clemen & Winkler (1986) و Stock & Watson (2004) نگاه کنید.

[2] principal components

[3] Figlewski & Urich (1983), Chan, Stock & Watson (1999), Stock & Watson (2004)

[4] shrinkage

[5] shrinkage factor

[6] Diebold & Pauly (1990), Stock & Watson (2004), Aiolfi & Timmermann (2006)

[7] clustering

[8] Aiolfi & Timmermann (2006)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

یکدیگر در طول زمان می‌تواند دچار تغییر شود، بنابراین، وزن‌های ترکیب باید بتوانند خود را به‌گونه‌ای با این تغییرات زمانی در دقت نسبی پیش‌بینی‌های ساده، تطبیق دهند. برخی از روش‌های پیشنهادی برای لحاظ‌کردن تغییرات زمانی به شرح زیر هستند:

- تغییرات زمانی ضمنی

این روش‌ها خود بر دو دسته است. در دسته اول برای وزن‌دهی، تنها عملکرد v مشاهده اخیر از پیش‌بینی‌های ساده در نظرگفته می‌شود. با این منطق که در صورت تغییر در فرآیند تولید داده واقعی، لحاظ‌کردن تنها v مشاهده اخیر سبب می‌شود که تنها بر اساس آخرین حالت فرآیند تولید داده در مورد عملکرد نسبی پیش‌بینی‌ها تصمیم بگیریم. در دسته دوم برای وزن‌دهی، عملکرد تمام سری زمانی پیش‌بینی‌های ساده بررسی می‌شود، اما به مشاهدات اخیر توسط نرخ تنزیل λ اهمیت بیشتری داده می‌شود.[1] ویژگی این روش این است که علاوه بر تأکید بیشتر روی آخرین حالت فرآیند تولید داده، برآورد وزن‌ها به خاطر افزایش حجم نمونه کاراتر می‌شود.

- تغییرات زمانی صریح

در این روش وزن‌ها به‌صورت صریح با زمان تغییر می‌کنند. به‌عنوان مثال، می‌توان برای آنها یک فرآیند گام تصادفی در نظرگرفت و با روش‌های مناسب به تخمین آنها پرداخت.[2] شواهد تجربی برخی از روش‌های فوق در مطالعه عطریانفر و همکاران بررسی شده است.

۲.۲ پیش‌بینی زمان‌حقیقی

برای درک بهتر مفهوم داده‌های زمان‌حقیقی، ابتدا متغیر تولید ناخالص داخلی را در نظر بگیرید. فرض کنید می‌خواهیم مقدار این متغیر در فصل اول سال ۱۳۸۰ را بررسی کنیم. قاعدتاً به خاطر زمان‌بر بودن فرآیند جمع‌آوری داده‌های مربوط به بخش‌های مختلف اقتصاد و هم‌افزون‌کردن آنها به منظور تولید رقم نهایی تولید ناخالص داخلی، مقدار این متغیر برای فصل اول سال ۱۳۸۰، در همان زمان در دسترس نخواهد بود و با وقفه‌ای (مثلاً ۲ فصل) منتشر خواهدگشت. به این ویژگی داده‌های زمان‌حقیقی، مسئله وقفه انتشار[3] گویند.

حال فرض کنید که نخستین مقدار تولید ناخالص داخلی برای فصل نخست سال ۱۳۸۰ در فصل سوم سال ۱۳۸۰ انتشار یابد. قاعدتاً این مقدار، تنها مقدار انتشاریافته این متغیر

[1] Bates & Granger (1969), Stock & Watson (2004), Rapach & Strauss (2009)

[2] Sessions & Chatterjee (1989), Zellner, Hong & Min (1991), LeSage & Magura (1992)

[3] release lag

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

نخواهد بود و در فصول بعد، مقادیری از تولید ناخالص داخلی برای فصل اول سال ۱۳۸۰ انتشار خواهد یافت که لزوماً با مقدار اولیه انتشار آن یکسان نخواهد بود. این دومین ویژگی داده‌های زمان‌حقیقی، مسئله بازبینی در داده‌ها[1] نام دارد. همان‌طور که کروشور و استارک[2] (۲۰۰۳) بیان می‌کنند، بازبینی در داده‌ها به دو علت می‌تواند رخ دهد. علت اول مربوط به مقوله اطلاعات است. یعنی با گذشت زمان و جمع‌آوری داده‌های بیشتر، اطلاعات مربوط به متغیر مورد نظر کامل‌تر شده و طبیعتاً مقدار نهایی آن دقیق‌تر شده و درنتیجه تغییر خواهد کرد. علت دوم مربوط به تغییرات ساختاری است. مواردی مانند تغییر در تعریف یک متغیر، تغییر در نحوه هم‌افزون‌کردن داده‌ها، تغییر در سال پایه و غیره می‌تواند باعث تغییر در مقدار یک متغیر و یا همان تجدیدنظر در آن شود؛ لذا داده‌های زمان‌حقیقی دارای دو بُعد است. بُعد اول مربوط به زمانی است که مقدار متغیر برای آن دوره بررسی می‌شود. بُعد دوم مربوط به زمانی است که مقدار در دسترس متغیر برای دوره‌های مختلف در آن زمان بررسی می‌شود. به این زمان، زمان مشاهده[3] گویند.[4]

سمائی و عطریان‌فر (۱۳۹۰) مسئله وقفه انتشار و تجدیدنظر در داده‌ها را برای تولید ناخالص داخلی ایران بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که میانگین وقفه انتشار تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه برابر با ۶/۹ ماه[5] و میانگین تجدیدنظر انجام‌شده روی آن برابر با ۳/۹۴ درصد[6] بوده است.

اهمیت داده‌های زمان‌حقیقی در زمینه‌هایی مانند سیاستگذاری و پیش‌بینی کاملاً روشن است. به‌عنوان مثال، فرض کنید در فصل اول سال ۱۳۸۰ بانک مرکزی می‌خواهد سیاست پولی مناسبی اتخاذ کند. قاعدتاً این تصمیم مبتنی بر آمارهای رشد اقتصادی در فصل‌های گذشته است. باوجود اینکه لزوماً همه این داده‌ها در دسترس نیست (وقفه انتشار) و یا رقم برخی از آنها دقیق نیست (مسئله تجدیدنظر)، سیاستگذار باید با اتکا بر همین داده‌های موجود (داده‌های زمان‌حقیقی) پیش‌بینی مناسبی از رشد اقتصادی در فصل‌های آتی ارائه دهد تا بر اساس آن بتواند در مورد سیاست پولی مناسب تصمیم‌گیری

[1] data revision

[2] Croushore & Stark

[3] vintage date

[4] برای جزئیات بیشتر در این مورد نگاه کنید به سمائی و عطریان‌فر (۱۳۹۰).

[5] دوره مورد بررسی از سه‌ماهه چهارم سال ۱۳۸۲ تا سه‌ماهه دوم سال ۱۳۸۷ است.

[6] دوره مورد بررسی از سه‌ماهه چهارم سال ۱۳۸۲ تا سه‌ماهه چهارم سال ۱۳۸۴ است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

کند. بدین منظور، شاخه‌ای در ادبیات مربوط به پیش‌بینی گسترش یافته که در آن پیش‌بینی‌ها را بر اساس داده‌های زمان‌حقیقی ارزیابی می‌کنند.[۱]

همان‌طور که کروشور و استارک اشاره می‌کنند، یک مسئله مهم در مطالعات اقتصادی، عدم تغییر نتایج یافته‌های تجربی با تغییر در زمان مشاهده داده‌هاست. به این معنی که مثلاً اگر یک مطالعه انجام‌شده با داده‌های مربوط به سال ۱۳۴۰ تا سال ۱۳۷۰ که در سال ۱۳۸۰ مشاهده شده‌اند، با داده‌های همین بازه (سال ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۰) که در سال ۱۳۹۰ مشاهده می‌شوند تکرار شود و نتایج آن تفاوت محسوسی کند، می‌توان به صحت یافته‌های این مطالعه مشکوک شد؛ لذا تأیید نظریه‌ها با مجموعه داده‌هایی که در زمان‌های متفاوتی مشاهده می‌گردند، ما را نسبت به صحت و اعتبار آنها مطمئن‌تر می‌گرداند. به همین خاطر کروشور و استارک نتایج سه مطالعه[۲] اقتصاد کلان را با مجموعه داده مشاهده‌شده در زمان‌های مختلف بررسی کرده و بر عدم تغییر اکثر نتایج، دست‌کم به‌صورت کیفی، صحه گذاشتند. در مورد مطالعات مربوط به پیش‌بینی نیز باید این نکته را به‌طور جدی مورد توجه قرار داد. در همین راستا، مطالعاتی درباره تأثیر به کارگیری داده‌های زمان‌حقیقی یا تجدیدنظرشده بر دقت پیش‌بینی‌های تولیدشده انجام شده است که در زیر به چند نمونه از آنها اشاره می‌شود.

استارک و کروشور (۲۰۰۲) از داده‌های زمان‌حقیقی ساخته‌شده در فدرال رزرو فیلادلفیا (کروشور و استارک، ۲۰۰۱) برای تحلیل حساسیت پیش‌بینی‌های مربوط به رشد تولید و نرخ تورم نسبت به زمان مشاهده داده‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های انجام‌شده بسته به زمان مشاهده داده‌ها تغییر می‌کند که این پراکندگی در پیش‌بینی نرخ تورم بیشتر مشاهده می‌شود. همچنین در مقایسه پیش‌بینی زمان‌حقیقی و پیش‌بینی به‌وسیله آخرین داده‌های موجود دریافتند که برای رشد تولید تفاوت پیش‌بینی‌ها در زیر بازه‌ها[۳] بیشتر از استفاده از کل بازه است. نکته جالب توجه اینکه در برخی زیربازه‌ها، بر خلاف انتظار، عملکرد پیش‌بینی زمان‌حقیقی بهتر از پیش‌بینی با استفاده از آخرین

---

[۱] برای نمونه نگاه کنید به Groen, Kapetanios & Price (2009)، Faust & Wright (2009)، Croushore (2010) و Edge, Kiley & Laforte (2010).

[۲] این سه مطالعه عبارتند از: Kydland & Prescott (1990)، Hall (1978) و Blanchard & Quah (1989)

[۳] در این مقاله از سه زیربازه ۱۹۷۰:۱ تا ۱۹۷۴:۴، ۱۹۷۵:۱ تا ۱۹۷۹:۴ و ۱۹۹۵:۱ تا ۱۹۹۹:۲ برای نشان‌دادن تفاوت بین پیش‌بینی‌های زمان حقیقی و پیش‌بینی‌های با استفاده از آخرین داده‌های موجود برای رشد تولید استفاده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

داده‌های موجود بوده است. در مورد نرخ تورم تفاوت بین این دو نوع پیش‌بینی، با استفاده از کل بازه معنادار و بیشتر از تفاوت در مورد رشد تولید است. همچنین، در تمام زیربازه‌ها، طبق انتظار، پیش‌بینی با استفاده از آخرین داده‌های موجود دقت بیشتری نسبت به پیش‌بینی زمان‌حقیقی دارد.

دیبلد و رادبوش[1] (۱۹۹۱) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که داده‌های زمان‌حقیقی شاخص پیشرو ترکیبی[2] دارای قدرت پیش‌بینی خوبی برای داده‌های تجدیدنظرشده شاخص تولید صنعتی نیست. در حالی که این قدرت پیش‌بینی هنگام استفاده از داده‌های تجدیدنظرشده شاخص پیشرو ترکیبی قابل توجه است. اما، هیج، دیک و گرونن[3] (۲۰۱۱) نشان دادند که اگر برای شاخص تولید صنعتی هم داده‌های زمان‌حقیقی استفاده شود، محتوای پیش‌بینی داده‌های زمان‌حقیقی شاخص پیشرو ترکیبی قابل توجه خواهد بود. گولینلی و پاریگی[4] (۲۰۰۸) در نتیجه‌ای متفاوت نشان دادند که به کارگیری داده‌های زمان‌حقیقی یا تجدیدنظرشده تأثیر معناداری در کیفیت پیش‌بینی نخستین انتشار تولید ناخالص داخلی ندارد.

کلازن و کلازن[5] (۲۰۱۰) با بررسی داده‌های مربوط به سه کشور ایالات متحده، انگلستان و آلمان دریافتند که تخمین زمان‌حقیقی از شکاف تولید بر خلاف تخمین شکاف تولید بر اساس داده‌های تجدیدنظرشده، کمک چندانی به پیش‌بینی نرخ تورم نمی‌کند. مشابه این نتیجه توسط اورفنیدز و ون‌نوردن[6] (۲۰۰۵) و رابینسون، استون و ون‌زیل[7] (۲۰۰۳) نیز گرفته شده است. آماتو و اسوانسون[8] (۲۰۰۱) نشان دادند اگرچه داده‌های تجدیدنظرشده نقدینگی دارای محتوای پیش‌بینی برای تولید در افق‌های پیش‌بینی فصلی است، اما این محتوای پیش‌بینی هنگام استفاده از داده‌های زمان‌حقیقی از بین می‌رود.

همان‌گونه که در مرور مطالعات بالا ذکر شد، تکنیک‌های مختلفی برای ترکیب پیش‌بینی وجود دارد که علاوه بر افزایش دقت پیش‌بینی، هر کدام روشی مخصوص به خود

[1] Diebold & Rudebusch
[2] composite leading index
[3] Heij, van Dick & Groenen
[4] Golinelli & Parigi
[5] Clausen & Clausen
[6] Orphanides & Van-Norden
[7] Robinson, Stone & van Zyl
[8] Amato & Swanson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

برای حل مسئله خطای تخمین و تغییرات زمانی دارند. از طرف دیگر نتایج مطالعات نشان می‌دهد که استفاده از داده‌های زمان‌حقیقی به‌صورت بالقوه می‌تواند نتایج پیش‌بینی‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. در نتیجه هنگام استفاده از روش‌های ترکیب پیش‌بینی برای استفاده در اموری مانند سیاستگذاری، حتماً باید دقت این روش‌ها را به‌صورت زمان‌حقیقی ارزیابی کرد. بدین‌منظور در قسمت‌های بعد این مطالعه برخی از روش‌های ترکیب پیش‌بینی با استفاده از داده‌های زمان‌حقیقی ارزیابی شده است.

۳ ترکیب پیش‌بینی‌های زمان‌حقیقی نرخ تورم

در این مطالعه ابتدا دسته وسیعی از متغیرهایی که بالقوه می‌توانند دارای محتوای پیش‌بینی برای نرخ تورم باشند (۸۰ متغیر)، درنظر گرفته می‌شود. سپس از هر کدام از این متغیرها یک پیش‌بینی برای نرخ تورم استخراج شده و در نهایت با استفاده از روش‌های ترکیب پیش‌بینی به ترکیب آنها می‌پردازیم. توجه شود که هر کدام از مراحل استخراج پیش‌بینی‌های ساده و ترکیب آنها به‌صورت زمان‌حقیقی انجام می‌پذیرد.

۱.۳ استخراج زمان‌حقیقی پیش‌بینی‌های ساده

برای استخراج زمان‌حقیقی پیش‌بینی‌های ساده، فرض می‌شود که در هر دوره، لزوماً مقادیر متغیرها در همان دوره در دسترس نیست و اطلاعات آنها با وقفه منتشر می‌شود. بدین‌صورت که در دوره t لزوماً به اطلاعات همه متغیرها تا زمان t دسترسی نداریم و به‌عنوان مثال ممکن است مقادیر متغیر x تا دوره $t-۲$ در دسترس باشد. بنابراین برای هر کدام از ۸۰ متغیر توضیح‌دهنده، یک مدل خودرگرسیون با وقفه توزیع‌شده مانند رابطه ۳ برآورد می‌شود.

$$y_{t+h} = \alpha + \sum_{j=.}^{p} \beta_j y_{t-l_۱-j} + \sum_{j=.}^{q} \gamma_j x_{t-l_۲-j} + \varepsilon_{t+h} \qquad (۳)$$

که y همان متغیر هدف یا نرخ تورم، x همان متغیر توضیح‌دهنده، h نمایانگر افق پیش‌بینی و $l_۱$ و $l_۲$ به ترتیب وقفه انتشار متغیرهای y و x است. همچنین $۰ \leq p,q \leq ۳$ به ترتیب نمایانگر وقفه‌های به‌کاررفته برای متغیر هدف و متغیر توضیح‌دهنده در سمت راست معادله است که توسط آماره اطلاعاتی شوارتز انتخاب می‌شود. لازم به ذکر است که بنا بر تشخیص آماره شوارتز، متغیر y می‌تواند از سمت راست معادله حذف شود. اما چون

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

در پی یافتن محتوای پیش‌بینی متغیر x هستیم، این متغیر حتماً در سمت راست معادله ظاهر می‌شود و حداقل وقفه آن، وقفه صفر است.

نکته دیگری که باید اشاره شود، استفاده از روش پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای[1] در این مطالعه است. روش کار بدین‌صورت است که فرض کنید حجم نمونه ما برابر با T باشد. ابتدا مقداری از داده‌ها را به عنوان حداقل حجم نمونه برای تخمین معادله در نظر می‌گیریم. فرض کنید این مقدار T_0 $\left(T_0 < T\right)$ باشد؛ لذا ابتدا T_0 داده ابتدایی را جدا کرده، با آنها معادله (۳) را تخمین می‌زنیم و با استفاده از ضرایب برآوردشده، پیش‌بینی خود برای دوره $T_0 + h$ یعنی $\hat{y}_{T_0+h}$ را ارائه می‌دهیم. در مرحله بعد یک گام در زمان جلو می‌رویم، با استفاده از $T_0 + 1$ داده ابتدایی معادله (۳) را تخمین می‌زنیم و با استفاده از ضرایب برآوردشده، پیش‌بینی خود برای دوره $T_0 + h + 1$ یعنی $\hat{y}_{T_0+h+1}$ را ارائه می‌دهیم (لازم به ذکر است که در هر مرحله، تعداد وقفه‌ها مستقل از مرحله قبل به‌طور جداگانه محاسبه می‌شود). بدین ترتیب در هر مرحله یک گام در زمان جلو می‌رویم و همین کار را تکرار می‌کنیم تا آخرین پیش‌بینی یعنی $\hat{y}_T$ حاصل شود. در این مطالعه مقدار $T_0 = ۳۲$ در نظر گرفته شده است و افق‌های پیش‌بینی ۰، ۱، ۲، ۳ و ۴ فصل بررسی شده است.

همچنین یادآوری می‌شود که برای متغیرهایی که هم دارای فرم اسمی و هم دارای فرم حقیقی می‌باشند، معادله ۳ یکبار با استفاده از فرم اسمی و بار دیگر با استفاده از فرم حقیقی متغیر توضیح‌دهنده تخمین زده شده است. در آخر، پیش‌بینی آن فرم از متغیر برای شرکت در ترکیب پیش‌بینی انتخاب شده است که MSFE[2] کمتری داشته باشد.

۲.۳ ترکیب زمان‌حقیقی پیش‌بینی‌های ساده

فرض کنید که مجموعه پیش‌بینی‌های ساده $\{\hat{y}_{t+h,t,i}\}_{i=1}^{N}$ را در دست داریم که منظور از $\hat{y}_{t+h,t,i}$ پیش‌بینی از نرخ تورم است که در زمان t برای h دوره بعد (یعنی برای زمان $t+h$) توسط مدل iام ارائه شده است. در این مقاله از فرم ترکیب خطی برای ساختن پیش‌بینی مرکب استفاده شده است. این فرم در رابطه ۴ نمایش داده شده است.

[1] out-of-sample forecasting

[2] Mean Square Forecast Error

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$\hat{y}^{c}_{t+h,t} = \sum_{i=1}^{N} \omega_{t+h,t,i}\hat{y}_{t+h,t,i} \quad (۴)$$

که $\omega_{t+h,t,i}$ نمایانگر وزن‌های ترکیب هنگام پیش‌بینی در زمان t برای h دوره بعد و $\hat{y}^{c}_{t+h,t}$ نمایانگر پیش‌بینی مرکب ساخته‌شده برای $t+h$ در زمان t است. به منظور ترکیب پیش‌بینی‌های ساده از چند روش ساده و نیز از روش‌های پیشنهادشده توسط استاک و واتسون (۲۰۰۴) و ایولفی و تیمرمن[1] (۲۰۰۶) استفاده شده است.

۱.۲.۳ روش‌های ساده

۱) میانگین ساده: $\omega_{t+h,t,i} = \frac{1}{N} \quad i = 1, \dots, N$

۲) میانه مجموعه $\{\hat{y}_{t+h,t,i}\}_{i=1}^{N}$

۳) میانگین پیراسته یعنی در هر زمان وزن بیشترین و کمترین پیش‌بینی را برابر صفر قرار داده و برای بقیه پیش‌بینی‌ها وزنی معادل $\omega_{t+h,t,i} = \frac{1}{N-2}$ قائل شویم.

۲.۲.۳ روش‌هایی که نیاز به برآورد وزن‌ها دارند

استاک و واتسون با استفاده از میانگین مجذور خطای پیش‌بینی تنزیل‌شده، وزن‌های رابطه‌های ۵ و ۶ را ارائه کرده‌اند. در این روابط θ نرخ تنزیل و T_0 حداقل حجم نمونه برای تخمین معادله پیش‌بینی (رابطه ۳) است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود این روش از همبستگی بین پیش‌بینی‌های ساده صرف‌نظر کرده و به مدل‌هایی که عملکرد بهتری در پیش‌بینی داشته باشند، وزن بیشتری می‌دهد. هنگامی که $\theta = 1$ باشد، تنزیلی صورت نمی‌گیرد و این روش همانند وزن‌های بهینه ارائه‌شده توسط بیتس و گرنجر[2] (۱۹۶۹) برای حالتی که پیش‌بینی‌های ساده همبسته نباشند، خواهد بود. اگر θ کوچکتر از یک باشد، آنگاه وزن بیشتری به مشاهدات اخیر داده می‌شود. در مطالعه حاضر مقادیر ۱، ۰/۸ و ۰/۶ برای پارامتر θ درنظرگرفته شده‌است.

[1] Aiolfi & Timmermann

[2] Bates & Granger

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$\omega_{t+h,t,i} = \frac{m^{-1}_{t+h,t,i}}{\sum_{j=1}^{N} m^{-1}_{t+h,t,j}} \quad (۵)$$

$$m_{t+h,t,i} = \sum_{s=T}^{t-h} \theta^{t-h-s}\left(y_{s+h} - \hat{y}_{s+h,s,i}\right)^2 \quad (۶)$$

ایولفی و تیمرمن روشی بر مبنای خوشه‌بندی پیش‌بینی‌ها ارائه داده‌اند. روش کار بدین‌صورت است که پیش‌بینی‌های ساده را به K خوشه با اندازه‌های یکسان تقسیم می‌کنیم به‌طوری‌که پیش‌بینی مدل‌های با کمترین میانگین مجذور خطای پیش‌بینی را در نخستین خوشه و به همین ترتیب بقیه پیش‌بینی‌ها را در خوشه‌های بعدی قرار می‌دهیم (پیش‌بینی‌های خوشه kام را در برداری با بعد $N_k \times 1$ قرار داده و آن را با $\hat{\boldsymbol{y}}^k_{t+h,t}$ نشان می‌دهیم). اکنون استراتژی‌های زیر را برای ترکیب درنظر می‌گیریم:

- بهترین خوشه

این روش، خوشه دارای کمترین میانگین مجذور خطای پیش‌بینی را انتخاب کرده و میانگین پیش‌بینی‌های موجود در این خوشه را به عنوان پیش‌بینی مرکب ارائه می‌دهد (i_N نمایانگر برداری $N \times 1$ است که تمامی درایه‌های آن عدد ثابت یک است). رابطه ۷ را ببینید.

$$\hat{y}^c_{t+h,t} = \left(\frac{\boldsymbol{i}'_{N_1}}{N_1}\right)\hat{\boldsymbol{y}}^1_{t+h,t} \quad (۷)$$

- وزن یکسان خوشه‌ای

این روش، ضعیف‌ترین خوشه از لحاظ عملکرد پیش‌بینی را جدا کرده و در پیش‌بینی مرکب به پیش‌بینی حاصل از بقیه خوشه‌ها وزن یکسانی می‌دهد. رابطه ۸ را ببینید.

$$\hat{y}^c_{t+h,t} = \frac{1}{K-1}\sum_{k=1}^{K-1}\left(\boldsymbol{i}'_{N_k}/N_k\right)\hat{\boldsymbol{y}}^k_{t+h,t} \quad (۸)$$

- وزن بهینه خوشه‌ای

در این روش، از پیش‌بینی‌های هر خوشه میانگین گرفته و آن را به‌عنوان پیش‌بینی خوشه در نظر می‌گیرد. سپس پیش‌بینی مرکب را به‌صورت ترکیبی از پیش‌بینی خوشه‌ها ارائه می‌دهد که وزن‌ها به وسیله روش حداقل مربعات برآورد شده‌اند. رابطه ۹ را ببینید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

$$\hat{y}^{c}_{t+h,t} = \sum_{k=1}^{K-1} \widehat{\omega}_{kt}\left[\left(\frac{i'_{N_k}}{N_k}\right)\hat{\boldsymbol{y}}^{k}_{t+h,t}\right] \qquad (۹)$$

- وزن انقباضی خوشه‌ای

این روش، پیش‌بینی‌های حاصل از روش قبل را به سمت وزن‌های یکسان انقباض می‌دهد. رابطه ۱۰ را ببینید.

$$\hat{y}^{c}_{t+h,t} = \sum_{k=1}^{K-1} \hat{s}_{kt}\left[\left(\frac{i'_{N_k}}{N_k}\right)\hat{\boldsymbol{y}}^{k}_{t+h,t}\right] \qquad (۱۰)$$

$$\hat{s}_{kt} = \varphi_t \widehat{\omega}_{kt} + \left(1 - \varphi_t\right)\frac{1}{K}$$
$$\varphi_t = max\left\{0, 1 - \rho\left(\frac{K}{t-h-R-K}\right)\right\}, \qquad \rho = ۰/۵, ۰/۷۵, ۱$$

که $\widehat{\omega}_{kt}$ برآورد حداقل مربعات از وزن‌های ترکیب است. بدیهی است هرچه ρ بیشتر باشد، φ_t کوچک‌تر؛ لذا انقباض بیشتری به سمت وزن‌های یکسان صورت می‌گیرد. بنابراین مقادیر ۰/۵، ۰/۷۵ و ۱ برای ρ به‌ترتیب متناظر با انقباض کم، متوسط و زیاد است. یادآوری می‌شود در این مطالعه مانند راپاچ و استراوس[1] (۲۰۰۹)، مقادیر ۲ و ۳ برای پارامتر K برای تعداد خوشه ها در نظر خواهیم گرفت.

روش کار برای ساخت پیش‌بینی‌های مرکب بدین صورت است که فرض کنید سری زمانی $\{\hat{y}_{t+h,t,i}\}_{t=1}^{T-h}$ برای $i = 1, \ldots, N$ را در اختیار داریم. در روش‌هایی که نیاز به تخمین وزن‌های ترکیب نیست، پیش‌بینی‌های مرکب از همان ابتدا قابل حصول است. مثلاً برای روش میانگین ساده رابطه ۱۱ به‌دست می‌آید.

$$\hat{y}^{c}_{t+h,t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \hat{y}_{t+h,t,i} \quad t = 1, \ldots, T-h \qquad (۱۱)$$

اما در روش‌هایی که نیاز به تخمین وزن‌های ترکیب داریم، ابتدا از l مشاهده اولیه از پیش‌بینی‌های ساده برای تخمین وزن‌ها استفاده کرده و سپس با استفاده از وزن‌های برآوردشده، نخستین پیش‌بینی مرکب را ارائه می‌دهیم. در مرحله بعد یک گام جلوتر رفته، با استفاده از $l + 1$ مشاهده اولیه از پیش‌بینی‌های ساده وزن‌های ترکیب را تخمین زده و سپس دومین پیش‌بینی مرکب را ارائه می‌دهیم. به همین ترتیب از همین فرآیند برای

[1] Rapach & Strauss

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

ساخت سری زمانی پیش‌بینی‌های مرکب استفاده می‌کنیم. به عنوان نمونه، شکل ۱ نحوه ساخت اولین پیش‌بینی مرکب را برای افق پیش‌بینی دو فصل نشان می‌دهد. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد، در این مطالعه مقدار $l = ۱۲$ به عنوان حداقل تعداد مشاهدات لازم از پیش‌بینی‌های ساده برای تخمین وزن‌های ترکیب، درنظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که تمام مراحل این کار، شرایط زمان‌حقیقی‌بودن پیش‌بینی را برقرار می‌سازد. یعنی در هر لحظه تنها از داده‌هایی استفاده می‌شود که با توجه به وقفه انتشار متغیرها در آن لحظه موجود است. نکته مهم دیگری که باید به آن اشاره کرد این است که مشابه با مطالعه عطریانفر و همکاران، در ترکیب پیش‌بینی تنها از پیش‌بینی‌های ساده‌ای استفاده می‌شود که MSFE آنها کمتر از مدل پایه باشد. لازم به ذکر است که در این مطالعه مطابق با ادبیات رایج پیش‌بینی، مدل خودرگرسیون ساده به عنوان مدل پایه درنظر گرفته شده است.

در مرحله بعد دقت هر پیش‌بینی مرکب را با پیش‌بینی مدل پایه (مدل خودرگرسیون) توسط معیار MSFE و آزمون MDM[1] مقایسه می‌کنیم. یادآوری می‌شود، چون کمترین طول سری زمانی پیش‌بینی مربوط به روش‌های بخش ۲.۲.۳ با افق پیش‌بینی چهار فصل و وقفه انتشار دو فصل است که طولی برابر ۱۷ دارد؛ پس برای ایجاد شرایط برابر به هنگام مقایسه پیش‌بینی‌ها با مدل مرجع و با یکدیگر، از ۱۷ داده اخیر پیش‌بینی‌ها استفاده می‌کنیم.

۴ داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه با رجوع به منابع مختلف، در نهایت ۸۰ متغیر (به جز متغیر مورد پیش‌بینی) با تناوب فصلی و از سال ۱۳۶۹:۱ تا سال ۱۳۸۷:۲ گردآوری شد (نام تمام متغیرها به انضمام نام اختصاری آنها که در این مطالعه استفاده شده است و نیز منبع گردآوری آنها، در پیوست الف آمده است). این متغیرها را می‌توان به هشت گروه کلی حسابداری ملی، پولی و اعتباری، مسکن و ساختمان، اشتغال، دارایی‌های مالی، درآمدها و هزینه‌های دولت، شاخص‌های قیمت و انرژی تقسیم کرد. متغیر مورد پیش‌بینی، π_t، نرخ رشد سالانه

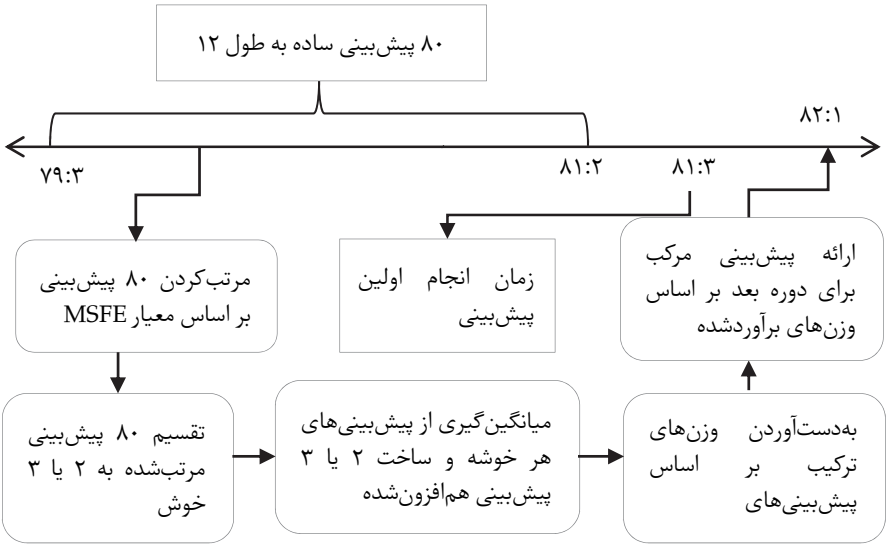
[1] Modified Diebold-Mariano

این آزمون بررسی می‌کند که آیا امید ریاضی تابع زیان مربوط به دو سری زمانی پیش‌بینی از نظر آماری با یکدیگر برابرست یا نه. برای مطالعه بیشتر به Harvey, Lybourne & Newbold (1997) نگاه کنید. یادآوری می‌شود که تمام آزمون‌های دیبلد ماریانو تغییر یافته در این مقاله در سطح معنی‌داری ۵ درصد انجام شده‌اند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی است. به بیان دیگر اگر P_t شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی در پایان فصل t باشد[۱]، آنگاه رابطه ۱۲ به‌دست می‌آید.

$$\pi_t = ۴۰۰ \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-۱}}\right) \qquad (۱۲)$$



شکل ۱. نحوه ساخت پیش‌بینی‌های مرکب در روش‌هایی که نیاز به تخمین وزن‌های ترکیب دارند.

به خاطر استفاده از چارچوب زمان‌حقیقی برای پیش‌بینی، علاوه بر خود داده‌ها، بعد دیگری از آنها یعنی وقفه انتشار نیز حائز اهمیت است؛ لذا باید ساختاری برای وقفه انتشار متغیرها در نظر گرفته شود. روشی که در این مطالعه در پیش گرفته شده است، این است که برای به‌دست‌آوردن وقفه انتشار متغیرها به کارشناسان بانک مرکزی مراجعه و از آنها در این مورد سؤال شده است که نتایج آن در جدول ۱ آمده است[۲].

[۱] داده‌های شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی از تارنمای بانک مرکزی به آدرس زیر قابل دستیابی است.
http://cbi.ir/category/1611.aspx

[۲] چون اطلاعات دقیقی در مورد تجدیدنظرهای صورت‌گرفته در مجموعه داده‌های مورد استفاده در این مقاله موجود نبود، برای خودداری از خطای ناشی از کمبود اطلاعات در این زمینه، در این مطالعه بعد دیگر از ویژگی‌های داده‌های زمان حقیقی یعنی تجدیدنظر صورت‌گرفته در آنها بررسی نشده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۱
وقفه انتشار متغیرها

گروه متغیرها	تعداد متغیرها	وقفه انتشار اطلاعات (فصل)
حساب‌های ملی	۲۳	۲
اشتغال	۱	۱
پولی و اعتباری	۱۳	۱
دولت	۶	۲
دارایی‌های مالی	۴	۱
ساختمان و مسکن	۷	۲
انرژی	۴	۱
شاخص‌های قیمت	۲۲	۱

یادداشت. منبع گردآوری داده‌ها در پیوست الف آورده شده است. اطلاعات مربوط به وقفه انتشار متغیرها با مراجعه به کارشناسان بانک مرکزی به‌دست آمده است.

نکته دیگری که باید به آن اشاره کرد این است که روند انتشار داده‌ها از سال ۱۳۸۷ به بعد دچار تغییر شده و از ساختار پیشین پیروی نمی‌کند. به همین خاطر دوره مورد بررسی از انتها به فصل دوم سال ۱۳۸۷ محدود شده است. لازم به ذکر است که برخی از متغیرها با وقفه کمتری نسبت به آنچه که در جدول ۱ آمده است، منتشر می‌گردند. مثلاً شاخص قیمت کالاها و خدمات با وقفه یک‌ماهه منتشر می‌شوند اما از آنجا که در این مطالعه با تناوب فصلی کار شده است، وقفه آن برابر یک فصل در نظرگرفته شده است. در مرحله بعد از تمام متغیرها به غیر از نرخ بیکاری لگاریتم طبیعی گرفتیم. سپس با فیلتر X11[1] اثرات فصلی گرفته شده و در نهایت با تبدیل مناسب[2]، مانا گردیده‌اند.

۵ نتایج تجربی

در جدول‌های ۲ تا ۶ نتایج عملکرد پیش‌بینی‌های مرکب برای افق‌های پیش‌بینی صفر تا چهار فصل گزارش شده است. همچنین بهترین روش‌های ترکیب پیش‌بینی در هر افق، به

[1] برای مشاهده نسخه پیشرفته‌تر X11 موسوم به X-12-Arima به تارنمای اداره سرشماری آمریکا با آدرس زیر نگاه کنید.

http://www.census.gov/srd/www/x12a

[2] تبدیل مناسب برای ماناکردن متغیرها تحت آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته به‌دست آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

همراه MSFE نسبی و نمودار پیش‌بینی آنها در پیوست ب ارائه شده است. با مشاهده نتایج بالا می‌توان شش مورد که در ادامه گزارش می‌شوند را نتیجه گرفت.

۱) استفاده از روش‌های ساده ترکیب (یعنی روش‌هایی که نیاز به تخمین وزن‌ها ندارند یا به عبارت دیگر خطای تخمین در آنها صفر است)[۱] موجب بهبود عملکرد پیش‌بینی می‌شود. این برتری در عملکرد هم نسبت به پیش‌بینی مدل پایه، هم نسبت به پیش‌بینی‌های ساده و هم نسبت به روش‌های پیچیده‌تر ترکیب (روش‌هایی که به تخمین وزن‌های بهینه می‌پردازند) قابل مشاهده است. همچنین می‌توان گفت در تمامی افق‌های پیش‌بینی به غیر از افق پیش‌بینی یک فصل، بیشترین دقت در میان روش‌های ترکیب پیش‌بینی را یکی از روش‌های ساده ترکیب داشته است. عملکرد روش‌های ساده ترکیب را می‌توان با دو معیار نشان داد. این دو معیار در ادامه معرفی می‌شوند.

- در هر افق پیش‌بینی میانگین درصد متغیرهایی را که روش‌های ساده ترکیب بهتر از آنها عمل می‌کنند محاسبه می‌کنیم. مشاهده می‌شود که با توجه به این معیار، عملکرد روش‌های ساده ترکیب ابتدا در افق یک فصل دچار افت شده ولی بعد از آن عملکرد آن بهبود یافته تا اینکه در افق ۴ فصل به بهترین عملکرد می‌رسد. می‌توان گفت که با این معیار روش‌های ساده ترکیب در صفر فصل و ۴ فصل بهترین عملکرد را دارند.
- در هر افق پیش‌بینی میانگین MSFE نسبی روش‌های ساده ترکیب را محاسبه می‌کنیم. با توجه به این معیار، عملکرد روش‌های ساده ترکیب ابتدا دچار افت شده تا در افق ۲ فصل به بدترین عملکرد می‌رسد اما بعد از آن عملکرد آن بهبود یافته تا اینکه در افق ۴ فصل به بهترین عملکرد می‌رسد. می‌توان گفت که با این معیار روش‌های ساده ترکیب در صفر فصل و ۴ فصل بهترین عملکرد را دارند.

عملکرد روش‌های ساده ترکیب با توجه به دو معیار فوق در جدول ۷ نشان داده شده است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که با توجه به هر دو معیار ذکر شده، مزیت استفاده از روش‌های ساده ترکیب در افق‌های صفر و چهار فصل افزایش می‌یابد.

۲) با اعمال ساختاری خاص روی وزن‌های ترکیب یعنی با صرف‌نظرکردن از همبستگی موجود بین پیش‌بینی‌های ساده در روش‌های مجذور خطای تنزیل‌شده دقت پیش‌بینی‌ها افزایش می‌یابد (چنانکه در افق پیش‌بینی یک فصل، بیشترین دقت در

[۱] این روش‌ها عبارتند از: میانگین ساده، میانگین پیراسته، میانه، بهترین خوشه و وزن یکسان خوشه‌ای.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

میان روش‌های ترکیب را روش مجموع مجذور خطای تنزیل‌شده با نرخ تنزیل ۰/۶ داشته است). اما بر خلاف مطالعه عطریانفر و همکاران (۱۳۹۲)، در مورد اثر نرخ تنزیل نتیجه خاصی نمی‌توان گرفت، زیرا در دو افق پیش‌بینی با افزایش نرخ تنزیل (از ۰/۶ به ۰/۸ و از ۰/۸ به ۱) عملکرد پیش‌بینی بهبود یافته و در سه افق پیش‌بینی بدتر می‌شود.

جدول ۲

عملکرد روش‌های ترکیب پیش‌بینی در افق صفر فصل

روش ترکیب	MSFE نسبی	ارزش احتمال	درصد پیش‌بینی‌های ساده ضعیف‌تر
میانگین ساده	۰/۸۱۴۴	۰/۰۲۲۲	۹۷/۵۰
میانگین پیراسته	۰/۸۲۸۳	۰/۰۲۶۴	۹۷/۵۰
میانه	۰/۸۶۶۹	۰/۰۲۶۶	۸۷/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۶	۰/۸۳۴۴	۰/۰۲۱۹	۹۷/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۸	۰/۸۲۷۱	۰/۰۲۰۹	۹۷/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۱	۰/۸۱۶۷	۰/۰۲۲۳	۹۷/۵۰
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۲	۰/۸۲۴۷	۰/۰۳۳۴	۹۷/۵۰
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳	۰/۷۹۸۰	۰/۰۲۴۳	۹۷/۵۰
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۰/۸۲۴۷	۰/۰۳۳۴	۹۷/۵۰
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۰/۸۱۷۸	۰/۰۲۵۳	۹۷/۵۰
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۱/۳۱۹۰	۰/۱۵۸۲	۸/۷۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۱/۰۹۳۷	۰/۳۵۷۵	۲۸/۷۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۲	۲/۰۱۴۵	۰/۰۴۹۰	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۲	۱/۶۱۱۵	۰/۱۱۳۱	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۲	۱/۳۲۰۴	۰/۲۱۲۰	۸/۷۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۳	۱/۵۶۵۱	۰/۱۳۶۵	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۳	۱/۱۵۲۷	۰/۳۴۱۰	۱۸/۷۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۳	۱/۰۲۳۷	۰/۴۵۶۹	۴۲/۵۰

یادداشت. MSFE مدل پایه خودرگرسیون ۲۲/۲۰ است. ستون اول نشان‌دهنده روش ترکیب پیش‌بینی و ستون دوم نشان‌دهنده نسبت MSFE آن روش به MSFE مدل پایه است. ستون سوم ارزش احتمال آزمون دیبلدماریانو تغییریافته را برای فرضیه برابری دقت پیش‌بینی مدل پایه و روش ترکیب مورد نظر نشان می‌دهد. ستون چهارم درصد تعداد پیش‌بینی‌های ساده‌ای را نشان می‌دهد که از لحاظ معیار MSFE ضعیف‌تر از روش ترکیب پیش‌بینی موردنظر عمل می‌کنند.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۳) در مورد تعداد خوشه‌ها نیز بر خلاف مطالعه عطریانفر و همکاران (۱۳۹۲)، نتیجه خاصی نمی‌توان گرفت. بدین معنی که در برخی از روش‌ها و افق‌های پیش‌بینی با افزایش تعداد خوشه‌ها عملکرد پیش‌بینی بهتر و در برخی دیگر این عملکرد بدتر می‌شود.

جدول ۳

عملکرد روش‌های ترکیب پیش‌بینی در افق یک فصل

روش ترکیب	MSFE نسبی	ارزش احتمال	درصد پیش‌بینی‌های ساده ضعیف‌تر
میانگین ساده	۰/۸۸۶	۰/۰۰۰۴	۸۶/۲۵
میانگین پیراسته	۰/۸۸۹۸	۰/۰۰۰۴	۸۶/۲۵
میانه	۰/۹۳۵۵	۰/۰۱۵۳	۶۷/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۶	۰/۸۸۱۷	۰/۰۰۰۲	۸۷/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۸	۰/۸۸۳۵	۰/۰۰۰۲	۸۷/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۱	۰/۸۸۶۷	۰/۰۰۰۵	۰/۲۰
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۲	۰/۸۹۷۳	۰/۰۰۰۰	۸۳/۷۵
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳	۰/۸۸۶۲	۰/۰۰۰۵	۸۶/۲۵
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۰/۸۹۷۳	۰/۰۰۰۰	۸۳/۷۵
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۰/۸۹۸۰	۰/۰۰۰۱	۰/۷۰
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۱/۰۹۸۱	۰/۳۷۰۹	۱۱/۲۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۱/۲۲۵۴	۰/۲۴۰۶	۷/۵۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۲	۲/۰۶۷۶	۰/۱۲۰۵	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۲	۱/۶۰۸۲	۰/۲۰۸۰	۲/۵۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۲	۱/۳۲۴۴	۰/۲۸۱۴	۳/۷۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۳	۲/۵۱۵۱	۰/۱۰۵۵	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۳	۱/۶۸۶۱	۰/۱۸۲۱	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۳	۱/۳۰۳۵	۰/۱۸۲۳	۵/۰۰

یادداشت. MSFE مدل پایه خودرگرسیون ۳۱/۲۴ است. برای جزئیات بیشتر به توضیحات جدول ۲ مراجعه شود.

۴) وزن‌های بهینه باوجود برخورداری از پشتوانه نظری، بهتر از مدل پایه عمل نمی‌کنند. این می‌تواند به این دلیل باشد که حتی با کاستن از تعداد پارامترها به وسیله خوشه‌بندی، خطای تخمین آنقدر بزرگ است که باعث کاهش دقت پیش‌بینی نسبت به مدل پایه شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

۵) در میان وزن‌های انقباضی، با افزایش ضریب انقباض، عملکرد پیش‌بینی در تمامی افق‌ها بهبود می‌یابد. دلیل این امر کاسته‌شدن از درصد خطای تخمین موجود در وزن‌های بهینه با سوق‌دادن آنها به سوی وزن‌های یکسان (که فاقد خطای تخمین‌اند) است. اما نکته قابل توجه این است که در اکثر موارد و به‌ویژه در تعداد خوشه ۲، پیش‌بینی وزن‌های بهینه دارای دقت بیشتری نسبت به وزن‌های انقباضی است؛ نتیجه‌ای که مخالف شواهد به‌دست‌آمده در مطالعه عطریانفر و همکاران (۱۳۹۲) است.

جدول ۴

عملکرد روش‌های ترکیب پیش‌بینی در افق دو فصل

روش ترکیب	MSFE نسبی	ارزش احتمال	درصد پیش‌بینی‌های ساده ضعیف‌تر
میانگین ساده	۰/۹۰۹۸	۰/۰۵۲۴	۹۳/۷۵
میانگین پیراسته	۰/۹۲۰۷	۰/۰۵۳۰	۹۲/۵ ۰
میانه	۰/۹۶۶۵	۱۷۶۹	۸۱/۲۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۶	۰/۹۱۱۴	۰/۰۴۳۱	۹۲/۵۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۸	۰/۹۰۹۵	۰/۰۴۶۱	۰/۷۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۱	۰/۹۰۴۱	۰/۰۵۷۳	۰/۷۵
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۲	۰/۹۱۶۵	۰/۰۶۷۳	۹۲/۵۰
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳	۰/۹۱۴۰	۰/۱۲۵۰	۹۲/۵۰
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۰/۹۱۶۵	۰/۰۶۷۳	۹۲/۵ ۰
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۰/۸۹۶۰	۰/۰۶۷۱	۹۳/۷۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۱/۳۸۰۰	۰/۰۹۳۳	۶/۲۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۱/۴۱۶۵	۰/۰۹۲۰	۵/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۲	۲/۵۵۳۲	۰/۱۴۶۳	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۲	۲/۰۲۴۶	۰/۱۷۶۵	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۲	۱/۶۴۹۴	۰/۱۹۲۲	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۳	۱/۶۶۲۹	۰/۲۶۷۲	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۳	۱/۲۴۳۷	۰/۲۸۹۸	۷/۵۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۳	۱/۱۵۴۴	۰/۲۲۵۰	۱۳/۷۵

یادداشت. MSFE مدل پایه خودرگرسیون ۳۷/۵۸ است. برای جزئیات بیشتر به توضیحات جدول ۲ مراجعه شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۵

عملکرد روش‌های ترکیب پیش‌بینی در افق سه فصل

روش ترکیب	MSFE نسبی	ارزش احتمال	درصد پیش‌بینی‌های ساده ضعیف‌تر
میانگین ساده	۰/۸۹۲۷	۰/۰۸۵۲	۹۳/۷۵
میانگین پیراسته	۰/۹۰۹۱	۰/۰۹۴۳	۹۲/۵
میانه	۰/۹۶۰۹	۰/۱۷۲۷	۸۲/۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۶	۰/۸۸۶۰	۰/۰۹۶۶	۹۳/۷۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۸	۰/۸۸۶۳	۰/۰۹۱۸	۹۳/۷۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۱	۰/۸۸۹۸	۰/۰۸۶۵	۹۳/۷۵
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۲	۰/۸۹۲۰	۰/۰۸۱۷	۹۳/۷۵
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳	۰/۸۸۳۶	۰/۰۸۱۶	۹۳/۷۵
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۰/۸۹۲۰	۰/۰۸۱۷	۹۳/۷۵
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۰/۸۸۷۴	۰/۰۸۲۴	۹۳/۷۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۱/۴۲۳۷	۰/۲۲۳۷	۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۱/۴۹۸۷	۰/۱۵۷۸	۳/۷۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۲	۶/۳۵۷۱	۰/۰۱۶۶	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۲	۳/۳۵۱۹	۰/۱۵۶۲	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۲	۲/۱۷۵۳	۰/۲۲۲۸	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۳	۴/۹۱۱۴	۰/۰۵۸۷	۰/۰۰
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۳	۲/۲۰۲۰	۰/۲۰۷۵	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۳	۱/۲۶۲۹	۰/۲۵۹۱	۸/۷۵

یادداشت. MSFE مدل پایه خودرگرسیون ۴۹/۸۱ است. برای جزئیات بیشتر به توضیحات جدول ۲ مراجعه شود.

نتیجه مذکور را می‌توان بدین‌صورت توجیه کرد که استفاده از وزن‌های انقباضی هم دارای مزیت و هم دارای کاستی است. به بیان دیگر با سوق دادن وزن‌های بهینه به سمت وزن‌های یکسان، از یک طرف از خطای تخمین موجود در وزن‌ها کاسته می‌شود ولی از طرف دیگر، وزن‌ها از مقدار بهینه خود فاصله می‌گیرند. این بده‌بستان در مطالعه عطریانفر و همکاران که پیش‌بینی‌ها به‌صورت زمان‌حقیقی انجام نمی‌شد، به نحوی بود که اثر کاهش خطای تخمین بر اثر انحراف وزن‌ها از مقدار بهینه خود غلبه می‌کرد. اما در مطالعه حاضر که پیش‌بینی‌ها به‌صورت زمان‌حقیقی انجام می‌شوند، این بده‌بستان به نحوی است که اثر انحراف وزن‌ها از مقدار بهینه خود بر اثر کاهش خطای تخمین غلبه می‌کند. اما باید به این

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

نکته نیز اشاره کرد که با افزایش ضریب انقباض، به مرور اثر کاهش خطای تخمین پررنگ‌تر می‌شود. به‌طوری که اگر ضریب انقباض را از مقادیر در نظر گرفته شده در این مطالعه بیشتر می‌کردیم، شاید اثر کاهش خطای تخمین در اکثر موارد بر اثر انحراف از حالت بهینه وزن‌ها، غلبه می‌کرد.

جدول ۶

عملکرد روش‌های ترکیب پیش‌بینی در افق جهار فصل

روش ترکیب	MSFE نسبی	ارزش احتمال	درصد پیش‌بینی‌های ساده ضعیف‌تر
میانگین ساده	۰/۷۷۳۳	۰/۰۰۹۱	۹۸/۷۵
میانگین پیراسته	۰/۷۶۶۶	۰/۰۰۴۰	۹۸/۷۵
میانه	۰/۷۵۹۶	۰/۰۰۲۸	۹۸/۷۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۶	۰/۷۵۰۹	۰/۰۱۳۸	۱۰۰
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰/۸	۰/۷۵۶۷	۰/۰۱۳۳	۹۸/۷۵
مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۱	۰/۷۶۰۹	۰/۰۱۳۳	۹۸/۷۵
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۲	۰/۷۲۱۶	۰/۰۳۲۲	۱۰۰
بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳	۰/۷۶۷۸	۰/۱۱۷۰	۹۸/۷۵
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۰/۷۲۱۶	۰/۰۳۲۲	۱۰۰
وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۰/۷۵۴۶	۰/۰۱۴۴	۱۰۰
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲	۱/۳۴۱۴	۰/۳۲۹۴	۱۲/۵
وزن بهینه خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳	۱/۴۵۱۱	۰/۲۶۰۰	۷/۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۲	۲/۵۶۳۴	۲/۱۵۹۶	۱/۲۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۲	۱/۴۹۷۹	۰/۳۵۸۰	۳/۷۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۲	۰/۳۴۹۴	۰/۳۰۳۶	۱۲/۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۲/۵، تعداد خوشه=۳	۲/۱۴۰۳	۰/۲۱۳۲	۲/۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۵، تعداد خوشه=۳	۱/۳۴۳۶	۰/۲۹۰۷	۱۲/۵
وزن انقباضی خوشه‌ای، ضریب انقباض=۷/۵، تعداد خوشه=۳	۰/۸۵۵۴	۰/۱۴۲۸	۹۳/۷۵

یادداشت. MSFE مدل پایه خودرگرسیون ۵۱/۸۹ است. برای جزئیات بیشتر به توضیحات جدول ۲ مراجعه شود.

۶) به‌طور کلی برتری پیش‌بینی روش‌های ترکیبی که MSFE نسبی آنها کمتر از یک است نسبت به مدل پایه خودرگرسیون توسط آزمون MDM در افق پیش‌بینی صفر و ۱ و ۴ در سطح معنی‌داری ۵ درصد و در افق پیش‌بینی ۲ و ۳ فصل در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد تأیید می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۷
عملکرد روش‌های ساده ترکیب

افق پیش‌بینی	صفر فصل	۱ فصل	۲ فصل	۳ فصل	۴ فصل
میانگین درصد	۹۶/۱	۸۲/۵	۹۱/۲	۹۲	۹۹/۳
میانگین MSFE نسبی	۰/۸۲	۰/۹	۰/۹۲	۰/۹	۰/۷۵

یادداشت. ردیف اول میانگین درصد متغیرهایی که روش‌های ساده ترکیب (میانگین ساده، میانگین پیراسته، میانه، بهترین خوشه و وزن یکسان خوشه‌ای) بهتر از آنها عمل می‌کنند را برای افق‌های پیش‌بینی مختلف نشان می‌دهد. ردیف دوم میانگین MSFE نسبی (نسبت به مدل پایه خودرگرسیون) روش‌های ساده ترکیب را برای افق‌های مختلف پیش‌بینی نشان می‌دهد.

۶ نتیجه‌گیری

نرخ تورم یکی از کلیدی‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است. بانک‌ها و مؤسسات مالی، نهادهای سیاستگذار و بانک‌های مرکزی به‌طور ویژه، برای تصمیم‌گیری مناسب نیاز به پیش‌بینی زمان‌حقیقی نرخ تورم دارند. این مطالعه در راستای مطالعه عطریانفر و همکاران به ارزیابی روش‌های ترکیب پیش‌بینی برای پیش‌بینی زمان‌حقیقی نرخ تورم پرداخته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که روش‌های ساده ترکیب (روش‌هایی که نیاز به تخمین وزن‌ها ندارند یا به عبارت دیگر خطای تخمین در آنها صفر است) هم نسبت به پیش‌بینی مدل پایه، هم نسبت به پیش‌بینی‌های ساده و هم نسبت به روش‌های پیچیده‌تر ترکیب (روش‌هایی که به تخمین وزن‌های بهینه می‌پردازند) دارای عملکرد پیش‌بینی بهتری هستند، به‌طوری که در تمامی افق‌های پیش‌بینی (به غیر از افق پیش‌بینی ۱ فصل)، بیشترین دقت در میان روش‌های ترکیب پیش‌بینی را یکی از روش‌های ساده ترکیب داشته است. همچنین صرف‌نظرکردن از همبستگی موجود بین پیش‌بینی‌های ساده با کاهش تعداد پارامترهای مورد نیاز برای تخمین، باعث کاهش خطای پیش‌بینی می‌شود. اما بر خلاف نتایج عطریانفر و همکاران، در پیش‌بینی زمان‌حقیقی نتیجه خاصی در مورد اثر نرخ تنزیل و تعداد خوشه‌ها بر دقت پیش‌بینی نمی‌توان گرفت.

نکته مهم دیگر، عملکرد وزن‌های انقباضی است. در این مطالعه نشان داده شد که در پیش‌بینی زمان‌حقیقی نرخ تورم و هنگام استفاده از وزن‌های انقباضی، اثر انحراف از مقدار بهینه وزن‌ها بر اثر کاهش خطای تخمین غلبه دارد و به‌طور کلی وزن‌های بهینه دارای عملکرد بهتری نسبت به وزن‌های انقباضی هستند. اما در میان وزن‌های انقباضی، با افزایش ضریب انقباض، دقت پیش‌بینی افزایش می‌یابد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

فهرست منابع

سمائی، ک.، و عطریانفر، ح. (۱۳۹۰). ارزیابی کیفیت داده‌ها. *تازه‌های اقتصاد*، ۹(۱۳۳)، ۱۶۳-۱۷۵.

عطریانفر، ح.، برکچیان، س. م.، و فاطمی‌اردستانی، س. ف. (۱۳۹۲). ارزیابی روش‌های ترکیب پیش‌بینی: مطالعه موردی قیمت مسکن در شهر تهران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۶، ۱۲۳-۱۳۸.

عطریانفر، ح.، و برکچیان، س. م. (۱۳۹۰). ارزیابی محتوای اطلاعاتی متغیرهای اقتصادی برای پیش‌بینی نرخ تورم در ایران. *پول و اقتصاد*، ۸، ۱-۴۱.

Aiolfi, M., & Timmermann, A. (2006). Persistence of forecasting performance and combination strategies. *Journal of Econometrics*, 135(1-2), 31-53.

Amato, J. D., & Swanson, N. R. (2001). The real-time predictive content of money for output. *Journal of Monetary Economics*, 48, 3-24.

Bates, J. M. & Granger, C. (1969). The combination of forecasts. *Operation Research Quarterly*, 20, 451-468.

Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79, 655-673.

Bunn, D. W. (1985). Statistical efficiency in the linear combination of forecasts. *International Journal of Forecasting*, 1, 151-163.

Chan, Y. L., Stock, J., & Watson, M. (1999). A dynamic factor model framework for forecast combination. *Spanish Economic Review*, 1(2), 91-121.

Clausen, B., & Clausen, J. R. (2010). *Simulating inflation forecasting in real-time: How useful is a simple phillips curve in Germany, the UK, and the US?* (Working Paper No. WP/10/52). International Monetary Fund.

Clemen, R. T., & Winkler, R. L. (1986). Combining economic forecasts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 39-46.

Croushore, D. (2010). An evaluation of inflation forecasts from surveys using real-time data. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 10(1), 1-32.

Croushore, D., & Stark, T. (2001). A real-time data set for macroeconomists. *Journal of Econometrics*, 105, 111-130.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

Croushore, D., & Stark, T. (2003). A real-time data set for macroeconomists: Does the data vintage matter? *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 605-617.

Diebold, F. X., & Pauly, P. (1990). The use of prior information in forecast combination. *International Journal of Forecasting*, 6(4), 503-508.

Diebold, F. X., & Rudebusch, G. D. (1991). Forecasting output with the composite leading index: A real-time analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 86, 603-610.

Edge, R. M., Kiley, M. T., & Laforte, J. Ph. (2010). A comparison of forecast performance between Federal Reserve staff forecasts, simple reduced-form Models, and a DSGE model. *Journal of Applied Econometrics*. 25(4), 720-754.

Faust, J., & Wright, J. H. (2009). Comparing Greenbook and reduced form forecasts using a large realtime dataset. *Journal of Business and Economic Statistics*. 27(4), 468-479.

Figlewski, S., & Urich, T. (1983). Optimal aggregation of money supply forecasts: Accuracy, profitability and market efficiency. *Journal of Finance*, 28, 695-710.

Golinelli, R., & Parigi G. (2008). Real-time squared: a real-time data set for real-time GDP forecasting. *International Journal of Forecasting*, 24, 368-385.

Groen, J., Kapetanios G., & Price, S. (2009). A real time evaluation of bank of England forecasts of inflation. *International Journal of Forecasting*, 25, 74-80.

Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.

Harvey, D., Lybourne, S., & Newbold, P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared errors. *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281-291.

Heij, C., van Dick, D., & Groenen P. J. F. (2011). Real-time macroeconomic forecasting with leading indicators: An empirical comparison. *International Journal of Forecasting*, 27, 466-481.

Heij, C., van Dick, D., & Groenen Patrick, J. F. (2008). Macroeconomic forecasting with matched principal components. *International Journal of Forecasting*, 24(1), 87-100.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business cycles: Real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 3-18.

LeSage, J. P., & Magura, M. (1992). A mixture-model approach to combining forecasts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(4), 445-453.

Liu, D., & Jansen D. W. (2007). Macroeconomic forecasting using structural factor analysis. *International Journal of Forecasting*, 23(4), 655-677.

Massimiliano, M., Stock, J., & Watson, M. (2003). Macroeconomic forecasting in the Euro area: Country specific versus area-wide information. *European Economic Review*, 47(1), 1-18.

Newbold, P., & Granger, C. (1974). Experience with forecasting univariate time series and the combination of forecasts. *Journal of the Royal Statistical Society*. Series A (General) 137(2), 131-165.

Orphanides, A., & Van-Norden, S. (2005). The reliability of inflation forecasts based on output gap estimates in real time. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, 583-601.

Rapach, D. E., & Strauss, J. K. (2009). Differences in housing price forecastability across US states. *International Journal of Forecasting*, 25, 351-372.

Robinson, T., Stone, A., & van Zyl, M. (2003). *The real-time forecasting performance of phillips curves* (Research Discussion Paper 2003-12), Reserve Bank of Australia.

Sessions, D. N., & Chatterjee, S. (1989). The combining of forecasts using recursive techniques with nonstationary weights. *Journal of Forecasting*, 8(3), 239-251.

Stark, T., & Croushore, D. (2002). Forecasting with a real-time data set. *Journal of Macroeconomics*, 24, 507-531.

Stock, J., & Watson, M. (1999). forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 293-335.

Stock, J., & Watson, M. (2002a). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), 1167-1179.

Stock, J., & Watson, M. (2002b). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), 147-162.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

Stock, J., & Watson, M. (2003). Forecasting output and inflation: The role of asset prices. *Journal of Economic Literature*, 41(3), 788-829.

Stock, J., & Watson, M. (2004). Combination forecasts of output growth in a seven-country data set. *Journal of Forecasting*, 23(6), 405-430.

Timmermann, A. (2006). Forecast combinations. In G. Elliott, C. W. J. Granger, & A. Timmermann (eds.), *Handbook of economic forecasting* (pp. 135-196). Amsterdam: Elsevier.

Winkler, R. L., & Makridakis, S. (1983). The combination of forecasts. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A (General) 146(2), 150-157.

Zellner, A., Hong, C., & Min, C. (1991). Forecasting turning points in international output growth rates using Bayesian exponentially weighted autoregression, time-varying parameter and pooling techniques. *Journal of Econometrics*, 49(1-2), 275-304.

پیوست‌ها

الف) معرفی متغیرهای مورداستفاده

نام متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش در جدول ۸ گزارش شده است. منبع تمامی این متغیرها بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است، بجز متغیر نرخ بیکاری (مرکز آمار ایران)، شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی (محاسبات نویسندگان)، ارزش کل سهام معامله شده و شاخص قیمت سهام (کل) در پایان دوره (سازمان بورس اوراق بهادار) و متوسط قیمت هر مترمربع زیربنای واحد مسکونی در تهران و متوسط قیمت هر متر مربع زمین ساختمان کلنگی در تهران (وزارت راه، مسکن و شهرسازی). آنچه در پرانتز در مقابل آنها گزارش شده است، منبع گردآوری داده‌های آنهاست.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

جدول ۸

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش

	نام متغیر	واحد
۱	تولید ناخالص داخلی	میلیارد ریال
۲	ارزش افزوده گروه کشاورزی	میلیارد ریال
۳	ارزش افزوده گروه نفت	میلیارد ریال
۴	ارزش افزوده معدن	میلیارد ریال
۵	ارزش افزوده صنعت	میلیارد ریال
۶	ارزش افزوده بخش ساختمان	میلیارد ریال
۷	ارزش افزوده بخش آب و برق و گاز	میلیارد ریال
۸	ارزش افزوده کل گروه خدمات	میلیارد ریال
۹	ارزش افزوده بازرگانی، رستوران و هتل‌داری	میلیارد ریال
۱۰	ارزش افزوده حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	میلیارد ریال
۱۱	ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی	میلیارد ریال
۱۲	ارزش افزوده خدمات مستغلات و حرفه‌ای و تخصصی	میلیارد ریال
۱۳	ارزش افزوده خدمات عمومی	میلیارد ریال
۱۴	ارزش افزوده خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی	میلیارد ریال
۱۵	کارمزد احتسابی	میلیارد ریال
۱۶	هزینه‌های مصرفی خصوصی	میلیارد ریال
۱۷	هزینه‌های مصرفی دولتی	میلیارد ریال
۱۸	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ساختمان	میلیارد ریال
۱۹	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ماشین‌آلات	میلیارد ریال
۲۰	سرمایه‌گذاری ناخالص	میلیارد ریال
۲۱	صادرات کالاها و خدمات	میلیارد ریال
۲۲	واردات کالاها و خدمات	میلیارد ریال
۲۳	شاخص تولید کارگاه های بزرگ صنعتی (۱۰۰=۱۳۷۶)	بدون واحد
۲۴	نرخ بیکاری	درصد
۲۵	شاخص قیمت مصرف‌کننده (کالاها) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۲۶	شاخص قیمت مصرف‌کننده (خدمات) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۲۷	شاخص قیمت مصرف‌کننده (خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۲۸	شاخص قیمت مصرف‌کننده (دخانیات) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۲۹	شاخص قیمت مصرف‌کننده (پوشاک و کفش) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۳۰	شاخص قیمت مصرف‌کننده (مسکن، آب، برق، گاز و سایر سوخت) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۳۱	شاخص قیمت مصرف‌کننده (اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۳۲	شاخص قیمت مصرف‌کننده (حمل و نقل) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۳۳	شاخص قیمت مصرف‌کننده (بهداشت و درمان) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۳۴	شاخص قیمت مصرف‌کننده (ارتباطات) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد
۳۵	شاخص قیمت مصرف‌کننده (تفریح و امور فرهنگی) (۱۰۰=۱۳۸۳)	بدون واحد

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

ادامه جدول ۸

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش

	نام متغیر	واحد
۳۶	شاخص قیمت مصرف‌کننده (تحصیل) (۱۳۸۳=۱۰۰)	بدون واحد
۳۷	شاخص قیمت مصرف‌کننده (رستوران و هتل) (۱۳۸۳=۱۰۰)	بدون واحد
۳۸	شاخص قیمت مصرف‌کننده (کالاها و خدمات متفرقه) (۱۳۸۳=۱۰۰)	بدون واحد
۳۹	شاخص کل قیمت تولیدکننده (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۰	شاخص قیمت تولیدکننده (کشاورزی، دامداری، جنگل‌داری و ماهیگیری) (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۱	شاخص قیمت تولیدکننده (مواد معدنی) (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۲	شاخص قیمت تولیدکننده (محصولات صنعتی) (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۳	شاخص قیمت تولیدکننده (تأمین برق و گاز و آب) (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۴	شاخص قیمت تولیدکننده (خدمات) (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۵	شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی (۱۳۷۶=۱۰۰)	بدون واحد
۴۶	متوسط قیمت‌های تک‌محموله‌ای نفت خام ایران	بشکه-دلار
۴۷	پایه پولی	میلیارد ریال
۴۸	خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	میلیارد ریال
۴۹	خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی	میلیارد ریال
۵۰	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	میلیارد ریال
۵۱	خالص سایر	میلیارد ریال
۵۲	سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی	میلیارد ریال
۵۳	سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی	میلیارد ریال
۵۴	اسکناس و مسکوک در جریان	میلیارد ریال
۵۵	نقدینگی	میلیارد ریال
۵۶	پول	میلیارد ریال
۵۷	اسکناس و مسکوک در دست اشخاص	میلیارد ریال
۵۸	سپرده‌های دیداری	میلیارد ریال
۵۹	شبه پول	میلیارد ریال
۶۰	درآمد دولت	میلیارد ریال
۶۱	درآمد نفت	میلیارد ریال
۶۲	درآمد مالیاتی	میلیارد ریال
۶۳	سایر درآمدها	میلیارد ریال
۶۴	پرداخت‌های جاری	میلیارد ریال
۶۵	پرداخت‌های عمرانی	میلیارد ریال
۶۶	دلار آمریکا (نرخ بازار غیررسمی)	ریال
۶۷	قیمت سکه تمام بهار (طرح قدیم)	ریال
۶۸	ارزش کل سهام معامله شده	میلیارد ریال
۶۹	شاخص قیمت سهام (کل) در پایان دوره (۱۳۶۹=۱۰۰)	بدون واحد
۷۰	متوسط قیمت هر مترمربع زیربنای واحد مسکونی در تهران	هزار ریال

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

ادامه جدول ۸

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش

	نام متغیر	واحد
۷۱	متوسط قیمت هر متر مربع زمین ساختمان کلنگی در تهران	هزار ریال
۷۲	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید شهر تهران	میلیارد ریال
۷۳	تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده توسط بخش خصوصی در شهر تهران	دستگاه
۷۴	تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده توسط شهرداری‌های شهر تهران	فقره
۷۵	شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای در تهران (۱۳۸۳=۱۰۰)	بدون واحد
۷۶	شاخص بهای خدمات ساختمانی (۱۳۸۳=۱۰۰)	بدون واحد
۷۷	تولید نفت خام	هزار بشکه در روز
۷۸	تولید برق	میلیون کیلووات ساعت
۷۹	مصرف داخلی فرآورده‌های نفتی	هزار بشکه در روز
۸۰	صادرات نفت خام	هزار بشکه در روز
۸۱	نرخ تورم	بدون واحد

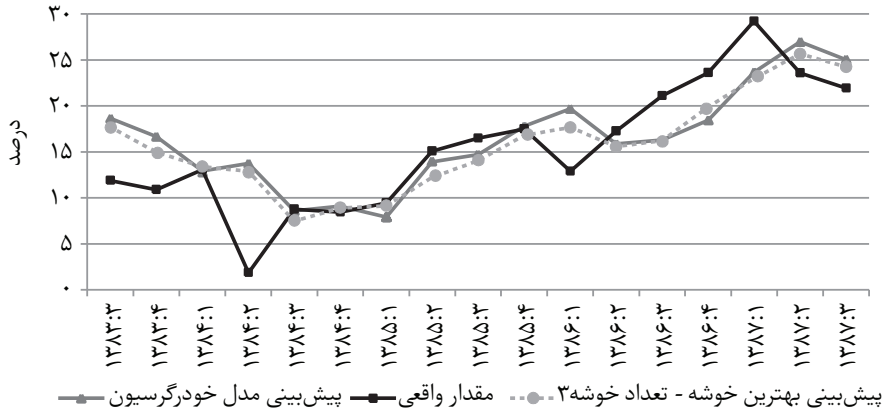
ب) پیش‌بینی روش‌های ترکیب پیش‌بینی از لحاظ معیار MSFE

جدول ۸

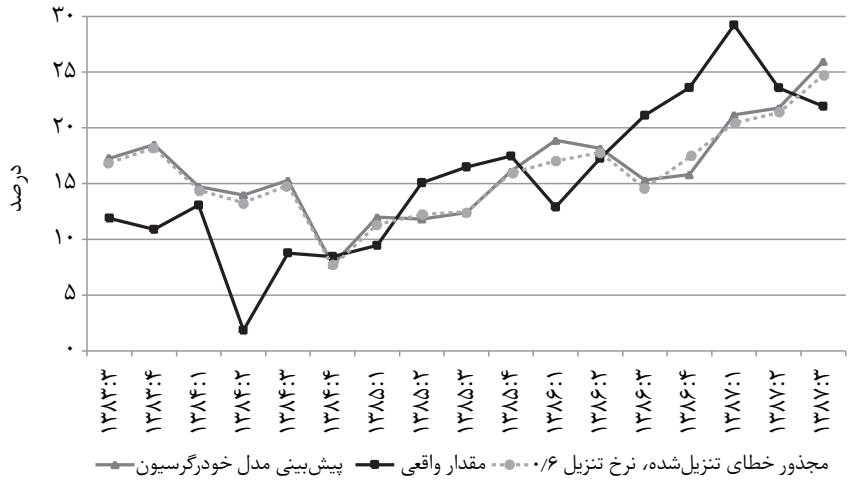
روش‌های ترکیبی با بهترین عملکرد پیش‌بینی از لحاظ معیار MSFE

افق پیش‌بینی	معیار MSFE
۰ فصل	بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳ (۰,۷۹۸۰)
۱ فصل	مجذور خطای تنزیل‌شده، نرخ تنزیل=۰,۶ (۰,۸۸۱۷)
۲ فصل	وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۳ (۰,۸۹۶۰)
۳ فصل	بهترین خوشه، تعداد خوشه=۳ (۰,۸۸۳۶)
۴ فصل	بهترین خوشه و وزن یکسان خوشه‌ای، تعداد خوشه=۲ (۰,۷۲۱۶)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

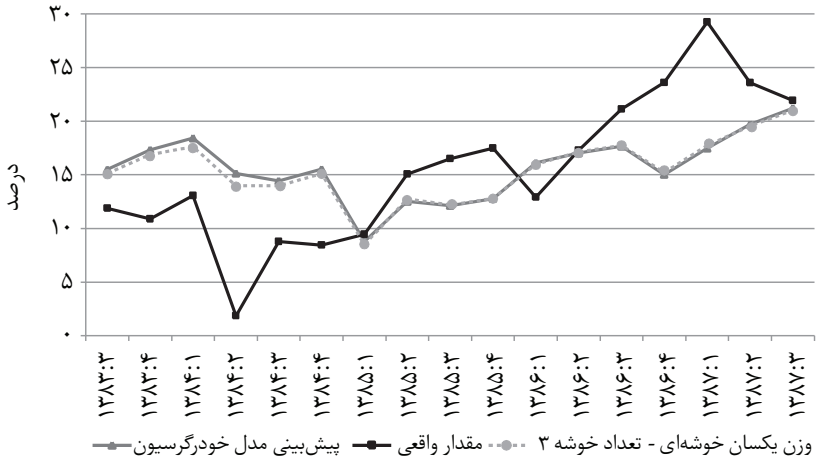


شکل ۲. عملکرد بهترین روش ترکیب پیش‌بینی برای افق پیش‌بینی صفر فصل

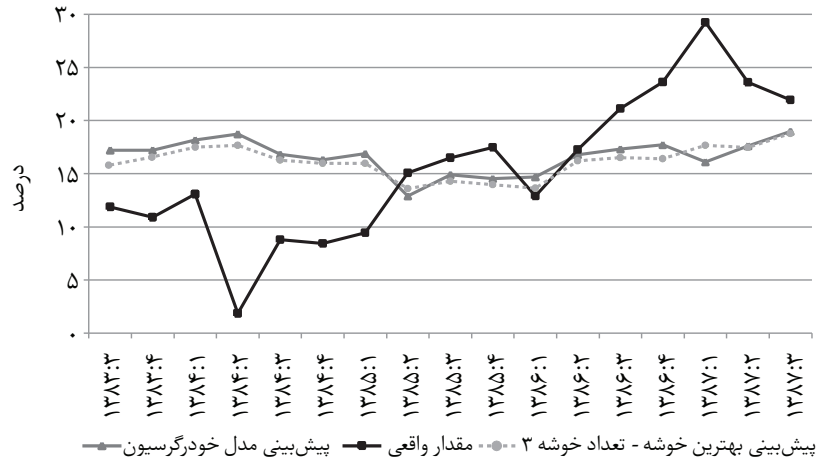


شکل ۳. عملکرد بهترین روش ترکیب پیش‌بینی برای افق پیش‌بینی یک فصل

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

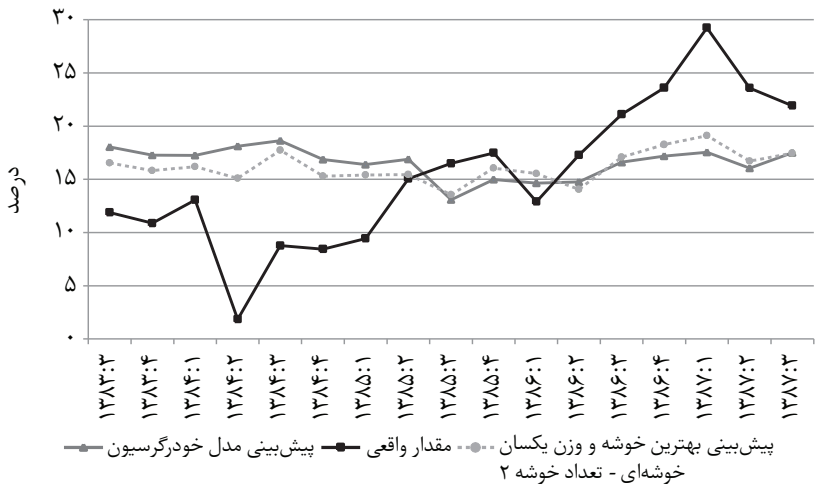


شکل ۴. عملکرد بهترین روش ترکیب پیش‌بینی برای افق پیش‌بینی دو فصل



شکل ۵. عملکرد بهترین روش ترکیب پیش‌بینی برای افق پیش‌بینی سه فصل

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]



شکل ۶. عملکرد بهترین روش ترکیب پیش‌بینی برای افق پیش‌بینی چهار فصل

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]