فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال نوزدهم، شماره ۶۸، تابستان ۱۴۰۵
صفحات ۳۳۳_۳۶۳

برآورد تورم انتظاری با استفاده از الگوی عاملی پویا

هلیا فرهادی [*] **مهدی پدرام** [†]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۲/۰۶

چکیده

انتظارات تورمی موضوعی بحث‌برانگیز در فلسفه و روش‌شناسی اقتصاد است که کمّی‌کردن آن با چالش‌های فراوانی همراه است. ازاین‌رو، دستیابی به برآوردهای قابل اعتماد از سطح تورم انتظاری مستلزم به‌کارگیری روش‌های پیشرفته و استفاده از حجم گسترده‌ای از اطلاعات است. هدف این پژوهش محاسبهٔ شاخص تورم انتظاری برای اقتصاد ایران است، برای این منظور با بهره‌گیری از یک مدلی عاملی پویا و بر پایهٔ مجموعه‌ای زیادی از سری‌های زمانی اقتصاد کلان، شاخص تورم انتظاری در بازه زمانی ۱۳۹۵:۱ تا ۱۴۰۳:۴ محاسبه شده است. به‌منظور افزایش دقت پیش‌بینی و کارایی برآوردگرها، عامل‌ها با استفاده از یک رویکرد ترکیبی و با به‌کارگیری مدلریتم‌های تکراری استخراج شده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص خروجی، روند تورم را هم از نظر جهت تغییرات، و هم از نظر اندازه، به‌خوبی پیش‌بینی کرده است. آماره‌های تشخیصی نشان می‌دهند که در مقایسه با پیش‌بینی مبتنی بر نظرسنجی نخبگان اقتصادی، خروجی مدل در رصد تورم آتی از دقت بیشتری برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: تورم انتظاری، پیش‌بینی، مدل‌های عاملی پویا، داده‌های نظرسنجی، پایش اقتصاد کلان.
طبقه‌بندی JEL: E31، E37، C53، C82

[*] دانشجوی دکترا، گروه اقتصاد ، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران
k.farhadi@student.alzahra.ac.ir
مقاله برگرفته از رساله دکترای خانم هلیا فرهادی می‌باشد.
[†] استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران، (نویسندهٔ مسئول)،
Mehdipedram@alzahra.ac.ir

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

۱ مقدمه

پیش‌بینی تورم انتظاری[1]، به‌عنوان یک متغیر کلیدی در اقتصاد کلان، نقش تعیین‌کننده‌ای در ثبات اقتصادی و اثربخشی سیاست‌های پولی ایفا می‌کند. انتظارات تورمی عامل پیش‌برنده در شکل‌گیری تورم آتی هستند. براساس نظریهٔ انتظارات عقلایی[2] (لوکاس[3]، ۱۹۷۲) و منحنی فیلیپس جدید کینزی[4] (گالی و گرتلر[5]، ۱۹۹۹)، رفتارهای قیمت‌گذاری بنگاه‌ها و چانه‌زنی دستمزد کارگران مستقیماً تحت‌تأثیر پیش‌بینی‌های تورمی قرار می‌گیرد. اگر انتظارات بی‌قاعده شوند، می‌توانند چرخه‌های تورمی خودتقویت‌گر ایجاد کنند که مهار آن مستلزم هزینه‌های رکودی بالاست (میشکین[6]، ۲۰۰۷). بانک‌های مرکزی مدرن از قواعد نرخ بهره (قاعدهٔ تیلور)[7] برای هدایت تورم استفاده می‌کنند. اگر انتظارات تورمی به‌درستی پیش‌بینی نشود، تغییرات نرخ بهرهٔ سیاستی ممکن است با تأخیر یا با شدت نامتناسب اعمال شود و به بی‌ثباتی بازارهای مالی بینجامد (گالی و گرتلر، ۱۹۹۹). در اقتصادهای با تورم مزمن و نرخ بهرهٔ دستوری مانند اقتصاد ایران، این مسئله حادتر است. عدم پیش‌بینی دقیق تورم انتظاری، می‌تواند به اختلال در کنترل کل‌های پولی و کاهش اثربخشی سیاست‌های پولی بینجامد.

انتظارات تورمیِ نوسانی عدم قطعیت[8] را در تصمیم‌گیری‌های مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران افزایش می‌دهد. این امر به کاهش سرمایه‌گذاری مولد، تحریف پس‌انداز، و افزایش هزینهٔ فهرست بها[9] برای بنگاه‌ها منجر می‌شود (بونومو و کاروالیو[10]، ۲۰۰۴). از طرفی، موفقیت رژیم‌های هدف‌گذاری تورمی[11] منوط به توانایی بانک مرکزی در مدیریت

[1] inflation expectation
[2] rational expectation
[3] Lucas
[4] New Keynesian Phillips Curve
[5] Gali & Gertler
[6] Mishkin
[7] Taylor Ruel
[8] uncertainty
[9] menu costs
[10] Bonomo & Carvalho
[11] inflation targeting

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

انتظارات است (برننکی و همکاران[1]، ۱۹۹۹). در غیاب ابزارهای پیش‌بینی دقیق، سیاست‌گذار قادر به ارزیابی اعتبار سیاست‌های اعلام‌شده یا تعدیل بموقع آن‌ها نخواهد بود. در اقتصادهای تک‌محصولی مانند ایران، تکانه‌های ارزی یا تکانه‌های قیمت نفت می‌توانند از کانال انتظارات به سایر بخش‌ها سرایت کنند؛ بنابراین، پیش‌بینی این انتظارات به سیاست‌گذار این امکان را می‌دهد که از تشدید تکانه‌ها جلوگیری کند.

در اقتصاد ایران که با ویژگی‌های منحصربه‌فردی چون وابستگی درآمدی به نفت، تکانه‌های تحریمی، نوسانات شدید نرخ ارز، و ساختار بودجه‌ای انبساط‌پذیر مواجه است، پیش‌بینی تورم انتظاری به دلایل سه‌گانه اهمیتی حیاتی دارد: نخست، انتظارات بی‌ثبات تورمی به‌ویژه در بخش‌های خوراک و مسکن که سهم بالایی در سبد مصرفی دارند، از طریق سازوکار انتقال اثرگذاری نرخ ارز[2] و چرخهٔ دستمزد–قیمت، موجب پایداری و تداوم تورم شده و اثربخشی سیاست‌های پولی را تضعیف می‌کند. دوم، ناتوانی در مدیریت این انتظارات، هزینه‌های رفاهی گسترده‌ای شامل کاهش سرمایه‌گذاری مولد، فرار سرمایه به‌سمت دارایی‌های غیرمولد (طلا، ارز، مسکن)، و تحمیل مالیات تورمی بر اقشار کم‌درآمد ایجاد می‌کند. سوم، با توجه به نقش کانونی انتظارات در انتقال سیاست پولی، خطای پیش‌بینی انتظارات، موجب تشدید نوسانات بازار مالی و افزایش ریسک بی‌ثباتی نظام بانکی می‌گردد. بنابراین، توسعهٔ مدل‌های پیش‌بینی برای این متغیر، پیش‌شرط ضروری طراحی سیاست‌های کارآمد مهار تورم در ایران است.

خطای پیش‌بینی انتظارات تورمی فقط یک اشتباه آماری نیست، بلکه با فعال‌کردن کانال‌های انتقال، ثبات اقتصادی و نظام بانکی را تهدید می‌کند. برای اقتصاد ایران که بانک‌های آن با چالش‌هایی از قبیل وام‌های تکلیفی و ناترازی ترازنامه مواجهند، این ریسک به‌مراتب جدی‌تر است.

این مطالعه با به‌کارگیری یک مدلی عاملی پویا[3] (DFM) در پیش‌بینی تورم انتظاری در ایران، دو مزیت کلیدی نسبت به پیش‌بینی انتظارات تورمی با روش‌های متعارف مبتنی بر نظرسنجی ارائه می‌دهد: نخست، یکپارچه‌سازی داده‌های ناهماهنگ و پویا: مدلی عاملی پویا با تحلیل هم‌زمان داده‌ها حتی در شرایط نقصان داده‌ها، امکان شناسایی عوامل پنهان تورم‌زا نظیر تکانه‌های تحریمی یا سازوکار انتقال اثرگذاری نرخ ارز را فراهم می‌کند، درحالی‌که

[1] Bernanke et al.

[2] exchange rate pass-through

[3] Dynamic Factor Model (DFM)

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

نظرسنجی‌ها به‌دلیل تأخیر زمانی و محدودیت پوشش داده‌ای، قابلیت رصد واکنش‌های آنی اقتصاد را ندارند (استاک و واتسون[1]، ۲۰۱۱).

دوم، کاهش خطاهای نظام‌مند: مدلی عاملی پویا با حذف سوگیری‌های ذهنی نظیر خوش‌بینی بیش از اندازه یا تأثیرپذیری از اخبار کوتاه‌مدت که در نظرسنجی‌ها اجتناب‌ناپذیر است، و با بهره‌گیری از وزن‌دهی آماری متغیرها، خطای پیش‌بینی را در شرایط بی‌ثبات کاهش می‌دهد (باریگوتسی و لوچانی[2]، ۲۰۱۹). این دقت بالاتر، سیاست‌گذار را در تصمیم‌گیری بهنگام یاری می‌کند.

با درنظرگرفتن مزیت‌های بالا، هدف این مطالعه طراحی چهارچوبی برای سنجش تورم انتظاری در اقتصاد ایران است که بر مبنای فرایندی پنهان و مشترک، از مجموعهٔ زیادی از سری‌های زمانی اقتصاد کلان استخراج می‌شود. بدین‌ترتیب، نماگری به‌دست می‌آید که قادر است تغییرات عوامل تورم‌زا را منعکس کند و تصویری منسجم از تورم انتظاری در سطح کلان ارائه دهد. پرسش اصلی این پژوهش آن است که آیا خروجی مدلی عاملی پویا در مقایسه با پیش‌بینی‌های حاصل از نظرسنجی نخبگان اقتصادی، توانایی بالاتری در ارائهٔ پیش‌بینی دقیق و بهنگام از تورم دارد؟

چهارچوب این پژوهش بر پایهٔ نظری روش‌شناختی مدلی عاملی پویا متناسب با ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران استوار است. به بیان دیگر، چهارچوب پژوهش پلی بین اهداف کاربردی یعنی ارائهٔ ابزار دقیق پیش‌بینی و تکامل مدل‌های انتظارات در اقتصادهای بی‌ثبات ایجاد می‌کند.

۲ ادبیات موضوع

انتظارات تورمی به پیش‌بینی‌ها یا باورهای ذهنی عاملان اقتصادی شامل خانوارها، بنگاه‌ها، و سرمایه‌گذاران دربارهٔ نرخ تورم آتی اشاره دارد. شکل‌گیری این انتظارات عموماً تابعی از تجارب تورمی گذشته، تحلیل اطلاعات اقتصادی جاری، و پیش‌بینی‌های فردی است. در کانون نظریه‌ها و مدل‌های اقتصاد کلان، انتظارات تورمی نقشی حیاتی و تعیین‌کننده ایفا می‌کند. این انتظارات مستقیماً بر طیف گسترده‌ای از تصمیمات اقتصادی حیاتی اثر می‌گذارند. تصمیمات مربوط به مصرف خانوارها، نرخ پس‌انداز، حجم و ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها توسط بنگاه‌ها و خانوارها، فرایند تعیین دستمزدها، و راهبردهای

[1] Stock & Watson
[2] Barigozzi & Luciani

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

قیمت‌گذاری کالاها و خدمات، همگی به‌شدت تحت‌تأثیر ادراکات بازیگران از تورم آتی قرار دارند.

با توجه به این سازوکارهای قدرتمند، مدیریت انتظارات تورمی به یکی از ارکان اساسی سیاست‌گذاری پولی بانک‌های مرکزی تبدیل شده است. اعتبار[1] و قابلیت اتکا[2] به توانایی بانک مرکزی در تحقق اهداف تورمی اعلام‌شده، عنصری کلیدی در این مدیریت است. اگر عموم فعالان اقتصادی به توانایی و عزم بانک مرکزی در حفظ تورم در سطح هدف تورمی[3] پایین اعتماد کنند، انطباق رفتارهای اقتصادی با این هدف تسهیل شده و دستیابی به آن با هزینه‌های اقتصادی کمتری محقق می‌شود. در مقابل، نبودِ اعتبار یا بی‌اعتمادی به بانک مرکزی، فرایند مهار تورم را به‌مراتب دشوارتر و پرهزینه‌تر می‌سازد، زیرا بانک مرکزی ممکن است مجبور به اعمال سیاست‌های انقباضی شدیدتر و طولانی‌تر برای شکستن چرخهٔ انتظارات تورمی بالا و خودتقویت‌کننده شود (رومر[4]، ۲۰۱۹).

بدون شک، وضعیت انتظارات تورمی تأثیر زیادی بر تورم واقعی و در نتیجه توانایی بانک مرکزی در دستیابی به ثبات قیمت دارد. اما چگونه باید انتظارات تورمی را اندازه‌گیری کنیم؟ انتظارات تورمی بلندمدت در طول زمان تغییر می‌کنند؛ یعنی آن‌ها کاملاً در اقتصادهای واقعی تثبیت نشده‌اند. علاوه‌بر این، میزان تثبیت آن‌ها می‌تواند بسته به تحولات اقتصادی و رفتار فعلی و گذشتهٔ سیاست پولی تغییر کند. توجه جدی به مدلسازی انتظارات تورمی و نقش آن در اقتصاد عمدتاً از اواخر دههٔ ۱۹۶۰ و به‌ویژه دههٔ ۱۹۷۰ آغاز شد و نقطهٔ عطف اصلی ظهور نظریهٔ انتظارات عقلایی بود (برننکی، ۲۰۰۷).

به‌طورکلی، برآورد انتظارات تورمی بر پایهٔ دو رویکرد کلی صورت می‌گیرد: رویکرد اول، متکی بر اطلاعات حاصل از نظرسنجی‌هاست که در میان اقشار مختلف جامعه (ازجمله نظرسنجی‌های عمومی، نظرسنجی از نخبگان اقتصادی، و نظرسنجی از صاحبان بنگاه‌های اقتصادی) انجام می‌پذیرد. در رویکرد دوم، برآورد انتظارات تورمی از طریق به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی و تحلیل‌های آماری صورت می‌گیرد. در این روش، با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر، تورم آتی بر پایهٔ پیش‌بینی‌های درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای محاسبه می‌شود.

---

[1] credibility
[2] reliability
[3] inflation target
[4] Romer

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

۱.۲ رویکرد مبتنی بر داده‌های نظرسنجی

یک مزیت کلیدی در به‌کارگیری داده‌های نظرسنجی برای استخراج انتظارات، نیازنداشتن به فرض رفتار عقلانی کامل در عوامل اقتصادی است. در این چهارچوب، کافی است فرض شود که انتظارات گزارش‌شده بازتابی معتبر از ادراکات ذهنی افراد از محیط اقتصادی پیرامون آن‌ها محسوب می‌شود. بااین‌حال، نقطه‌ضعف مهم این رویکرد به چالش‌های اقتصادسنجی مرتبط بازمی‌گردد؛ حتی با در دسترس بودن داده‌های مستقیم انتظارات و مشاهدهٔ انتخاب‌های افراد، فرایند مدل‌سازی همچنان متکی به فروض ساده‌کننده‌ای در مورد توزیع همگن ترجیحات در بین جامعهٔ آماری است که اغلب در عمل غیرواقعی به‌نظر می‌رسند. از سوی دیگر، فرایند شکل‌گیری انتظارات در واقعیت پیچیده و چندبعدی است و مستلزم پردازش و تلفیق طیف وسیعی از منابع اطلاعاتی است. افراد می‌بایست علائم و داده‌های گوناگونی ازجمله اعلامیه‌های سیاستی نهادهای حکومتی، تحلیل‌های منتشرشده در رسانه‌ها، مشاهدات میدانی شخصی، و سایر ورودی‌های اطلاعاتی را که خود ممکن است با سازوکارهای غیرشفافی تولید شده باشند، دریافت، تحلیل، و تفسیر کنند (مانسکی[1]، ۲۰۰۴).

یک ویژگی برجستهٔ داده‌های نظرسنجی این است که تفاوت‌های چشمگیری را در ادراک افراد از نرخ تورم گذشته نشان می‌دهد. یونونگ[2] (۱۹۸۱) در نظرسنجی از خانوارهای سوئدی دریافت که تفاوت‌ها در ادراک خانوارها از تورم اخیر تقریباً به بزرگی تفاوت‌ها در انتظارات آن‌ها از تورم آینده بود و باورهای خانوارها دربارهٔ تورم اخیر، پیش‌بینی‌کننده‌ای قوی برای باورهایشان دربارهٔ تورم آینده محسوب می‌شد. کومار و همکاران[3] (۲۰۱۵) نیز مدل‌های مشابهی برای خانوارها و مدیران بنگاه‌ها در نیوزیلند ثبت کرده‌اند. تفاوت‌های گسترده در ادراک عوامل اقتصادی از تورم اخیر شگفت‌انگیز است، زیرا به‌شدت در تعارض با فرض رایجِ عوامل کاملاً مطلع قرار دارد. کویبیان و گورِدنیچنکو[4] (۲۰۱۲) با به‌کارگیری مدل‌هایی که چسبندگی اطلاعات در آن لحاظ شده است، نشان دادند که پیش‌بینی‌های نظرسنجی تورم به تکانه‌های مختلف اقتصاد کلان واکنش ضعیفی نشان می‌دهند. این نتایج برای انواع

[1] Manski
[2] Jonung
[3] Kumar et al.
[4] Coibion & Gorodnichenko

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

نظرسنجی‌ها، ازجمله SPF[1]، نظرسنجی لیوینگستون[2]، پیش‌بینی‌های اعضای FOMC[3]، و MSC[4] به‌دست آمده است. علاوه‌بر این، سطوح ضمنی چسبندگی اطلاعات از نظر اقتصادی بزرگ هستند که به انحرافات مهم از انتظارات عقلایی اشاره دارد.

۲.۲ رویکردهای مدل‌محور

نقش محوری انتظارات تورمی در نظریه‌های اقتصادی باعث شده است تا تلاش‌های گوناگونی برای ساخت برآوردهای تجربی از انتظارات تورمی بر پایهٔ مدلسازی اقتصادسنجی صورت گیرد. رویکردی پرکاربرد در این زمینه به‌کارگیری روش‌های سری زمانی در برآورد انتظارات تورمی است که شامل مدل‌سازی فرایند تصادفی حاکم بر پویایی تورم و استفاده از پیش‌بینی‌های حاصل از این مدل‌ها به‌عنوان معیار انتظارات تورمی است. در رویکرد سری زمانی، برآوردها مبتنی بر فرض‌هایی در مورد مدل‌ها و و مجموعه اطلاعاتی هستند که عوامل اقتصادی برای شکل‌دادن به انتظارات خود به‌کار می‌برند. در این چهارچوب، عوامل اقتصادی انتظارات خود را به‌صورت زیر شکل می‌دهند:

$$\pi_t^e = f(\Omega_t) \qquad (۱)$$

مدل‌ساز مجموعه اطلاعات واقعی عوامل Ω_t یا مدل f حاکم بر فرایند تورم را نمی‌داند؛ اما فرض می‌کند که مجموعه اطلاعات $\widetilde{\Omega_t}$ است و عوامل تورم انتظاری را با استفاده از $f(\widetilde{\Omega_t})$ پیش‌بینی می‌کند. در ادامه، رابطهٔ برآوردی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\pi_{t+1} = \tilde{f}(\widetilde{\Omega_t}) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

با استفاده از برآورد $\hat{\tilde{f}}$ از $\tilde{f}$، برآورد مدل‌ساز از انتظارات تورمی برابر خواهد بود با:

$$\pi_t^e = \hat{\tilde{f}}(\widetilde{\Omega_t}) \qquad (۳)$$

در چهارچوب این رویکرد، اجزای Ω_t نقش تعیین‌کننده‌ای در پیش‌بینی تورم و برآورد تورم انتظاری دارند (بیندر[5]، ۲۰۱۶). مطالعات مختلفی در این زمینه انجام شده است و

[1] survey of professional forecasters
[2] Livingston survey
[3] federal open market committee
[4] Michigan survey of consumers
[5] Binder

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

هرکدام از محققان از تکنیک‌های مختلفی برای برآورد این مجموعه اطلاعات بهره برده‌اند.[۱] در مدل‌های تک‌متغیره، مجموعه اطلاعات Ω_t تنها شامل وقفه‌های تورم است، درحالی‌که مدل‌های چندمتغیره، متغیرهای اضافی را نیز دربر می‌گیرند. اگر تورم پایداری بالایی داشته باشد و عوامل اقتصادی باور داشته باشند که تورم جاری پیش‌بین مناسبی برای تورم آینده است، در این‌صورت مدل‌های خود توضیح گزینهٔ مناسبی برای مدل‌سازی پیش‌بینی انتظارات تورمی هستند. اما پرسش اساسی این است که آیا این فرض همچنان تقریبی معقول از نحوهٔ شکل‌گیری انتظارات به‌شمار می‌رود یا خیر. عوامل اقتصادی در دوره‌های تاریخی ممکن است برای شکل‌دادن به انتظارات خود از اطلاعاتی غیر از تورم گذشته استفاده کرده باشند. در این زمینه، چکِتی[۲] (۱۹۹۲) و رومر (۱۹۹۲) نشان می‌دهند که شاخص‌های رشد پولی به پیش‌بینی تورم آتی کمک می‌کنند. چکتی نرخ‌های بهرهٔ اسمی، نرخ رشد پایهٔ پولی، حجم پول‌های M_1 و M_2 و تولید صنعتی را به‌عنوان گزینه‌های ورود به $\widetilde{\Omega_t}$ بررسی می‌کند. در مقابل، رومر نرخ‌های بهرهٔ اسمی، تولید صنعتی، و نرخ رشد M_1 را وارد مدل می‌کند. رویکرد دیگر آن است که یک مدل ساختاری از اقتصاد ساخته شود که در آن انتظارات تورمی در چهارچوب تعادل عمومی تعیین شود. بوردو، ارسج و اوانس[۳] (۲۰۰۰) یک مدل استاندارد نئوکلاسیکی طراحی می‌کنند که در چهارچوب آن یک عامل نماینده با انتظارات عقلایی تصمیمات را با هدف حداکثرسازی مطلوبیت اتخاذ می‌کند. از دید آن‌ها، اگرچه مدل توانسته است تورم دوران رکود را توضیح دهد، به‌علت بیش/کم برآوردی برخی متغیرهای دیگر، در چهارچوب این گونه مدل‌ها، برآوردها از انتظارات تورمی باید با احتیاط تفسیر شوند. اگرتسون[۴] (۲۰۰۸) به‌منظور برآورد انتظارات تورمی، یک مدل تعادل عمومی پویا با لحاظ چسبندگی قیمت‌ها طراحی می‌کند. در چهارچوب مدل وی، براساس پیش‌فرض مخارج کسری بودجه به افزایش انتظارات تورمی می‌انجامد. یافته‌ها نشان می‌دهد که برآورد انتظارات تورمی به‌شدت به فروض مدل‌سازی وی حساس‌اند. یکی دیگر از رویکردهای دیگر استفاده از مدل‌های داده بزرگ برای پیش‌بینی تورم آتی و انتظارات تورمی است. مدل‌های عامل پویا یکی از نسخه‌های سازگار سری زمانی هستند که امکان استفاده و کاربرد هم‌زمان تعداد بسیار زیادی از سری‌های را فراهم می‌آورند. در واقع، استفاده از تعداد زیادی سری و افزایش پارامترها در مدل‌های استاندارد سری زمانی چالش استفاده از این مدل‌ها بوده است. در این

[۱] برای مطالعهٔ بیشتر، نگاه کنید به: بیندر (۲۰۱۶).

[2] Cecchetti

[3] Bordo, Erceg, Evans

[4] Eggertsson

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

بین، مدل‌های عاملی پویا محدودیت‌های پارامتری را به‌گونه‌ای اعمال می‌کنند که با شواهد تجربی و مجموعهٔ گسترده‌ای از مدل‌های نظری مدرن سازگار باشد. استاک و واتسون (۲۰۰۲) در مطالعهٔ الهام‌بخش خود نشان دادند که چگونه به‌کارگیری عامل‌های پنهانِ مستخرج از مجموعهٔ بسیار زیادی از سری‌های زمانی می‌تواند پیش‌بینی‌های با دقت بالایی از تورم آتی را ارائه کند. ایدهٔ کلی استفاده از مدل‌های عامل پویا در برآورد انتظارات تورمی بر این فرض استوار است که استفاده از اطلاعات موجود در مجموعهٔ گسترده‌ای از متغیرهای اقتصادی، که (احتمالاً) اطلاعات غیر قابل مشاهدهٔ عوامل اقتصادی را دربر دارند، می‌تواند با تقویت رابطه، پیش‌بینی با دقت بالاتری از تورم آتی را فراهم کند. این عوامل پنهان با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی از دل مجموعهٔ بزرگ سری‌های زمانی استخراج شده و به‌عنوان مجموعه اطلاعات $\widetilde{\Omega_t}$ در محاسبهٔ تورم انتظاری به‌کار برده می‌شوند.

به‌طورکلی، هم انتظارات تورمی حاصل از نظرسنجی‌ها و هم انتظارات تورمی مدل‌محور ممکن است دارای تورش باشند. نتایج یک مطالعه برای مقایسهٔ انتظارات تورمی حاکی از نظرسنجی و برآورد با استفاده از داده‌های مالی بازار برای کشور مکزیک در افق‌های زمانی مختلف، نشان می‌دهد به‌استثنای دورهٔ کوتاه‌مدت، تورش در هر دو روش مشهود است. در نهایت، سطح همگرایی تخمینی انتظارات، زمانی که اطلاعات هر دو نوع انتظارات با هم ترکیب می‌شوند، پایدارتر و با تورش بسیار کمتری همراه است (اِلی‌زوندو و کاریّو[1]، ۲۰۲۵). در مطالعه‌ای دیگر، مقایسهٔ رویکردهای پیش‌بینی براساس داده‌های مبتنی بر بازار و داده‌های حاصل از نظرسنجی برای جامائیکا جهت پیش‌بینی تورم و تورم انتظاری نشان می‌دهد داده‌های بازار در مقایسه با داده‌های نظرسنجی، برای پیش‌بینی مقادیر آتی تورم، اطلاعات بیشتری فراهم می‌کنند. ارزیابی بین پیش‌بینی‌های حاصل از نظرسنجی‌ها و روش‌های اقتصادسنجی بیانگر این است که پیش‌بینی‌های برون‌نمونه‌ای تورم به‌دست‌آمده از مدلی عاملی پویا (DFM) در مقایسه با پیش‌بینی‌های حاصل از یک مدل ARMA نشان‌دهندهٔ این است که مدلی DFM در چهارچوب فرم خلاصه‌شدهٔ خود می‌تواند هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، عملکرد بهتری در مقایسه با مدلی ARMA داشته باشد. آزمون‌های بیشتر نشان می‌دهد دقت نسبی مدلی DFM زمانی که پیش‌بینی‌های تورمی آن با پیش‌بینی‌های داخلی بانک مرکزی جامائیکا حاصل از یک مدل DSGE[2] مقایسه می‌شود، بیشتر است (آیسون و رایت[3]، ۲۰۲۳).

[1] Elizondo & Carrillo

[2] Dynamic Stochastic General Equilibrium

[3] Aysun & Wright

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

اگرچه نظرسنجی‌ها اطلاعات ارزشمندی دربارهٔ ادراکات فعلی و بیان انتظارات تورمی توسط گروه‌های مختلف ارائه می‌دهند، تورش‌های ذاتی در جمع‌آوری و تفسیر داده‌های نظرسنجی و نیز انحراف نظام‌مند این انتظارات از تورم واقعی ناشی از عوامل رفتاری و محدودیت‌های شناختی، دقت آن‌ها را به‌عنوان معیاری قابل اعتماد برای پیش‌بینی تورم آتی با تردید مواجه می‌سازد. در مقابل، روش‌های آماری و اقتصادسنجی با بهره‌گیری از داده‌های عینی، پایایی روش‌شناختی، قابلیت آزمون‌پذیری، و امکان تلفیق نظریه‌های اقتصادی، ابزارهای قدرتمندتر و دقیق‌تری برای پیش‌بینی تورم انتظاری به‌شمار می‌آیند. این مدل‌ها قادرند روابط پیچیدهٔ اقتصادی را شناسایی و پیش‌بینی‌های کم‌خطا و باثبات‌تری تولید کنند که برای سیاست‌گذاری پولی کارآمد ضروری است. بنابراین، درحالی‌که نظرسنجی‌ها می‌توانند به‌عنوان یک ورودی مکمل یا برای بررسی ناهمگونی مفید باشند، روش‌های اقتصادسنجی باید به‌عنوان ستون فقرات پیش‌بینی علمی انتظارات تورمی مورد اتکا قرار گیرند.

۳ پیشینهٔ پژوهش

در دهه‌های اخیر، انتظارات و پیش‌بینی آن برای سیاست‌گذاران اهمیت بسزایی پیدا کرده است و در تکاپو به‌دنبال بهترین و دقیق‌ترین روش‌های برآورد و پیش‌بینی انتظارات به‌ویژه انتظارات تورمی، مطالعات متعددی با استفاده از روش‌های تحلیل آماری و اقتصادسنجی صورت گرفته است. در این بخش، به بررسی این مطالعات پرداخته می‌شود.

مقالهٔ موث[1] (۱۹۶۱) جزو نخستین مطالعات در مورد انتظارات است. در این مطالعه، انتظارات عقلایی برای اولین‌بار مطرح شده است. برای تبیین نسبتاً سادهٔ چگونگی شکل‌گیری انتظارات، این فرضیه مطرح شده است که انتظارات در اساس مشابه پیش‌بینی‌های نظریهٔ اقتصادی مربوطه‌اند. به‌طور خاص، این فرضیه ادعا می‌کند که اقتصاد عموماً اطلاعات را هدر نمی‌دهد و انتظارات به‌طور مشخص به ساختار کلی سیستم وابسته است. ارزش تفسیری این فرضیه با معرفی سفته‌بازی کالاها به درون سیستم نشان داده می‌شود. توماس[2] (۱۹۹۹) در بررسی معیارهای نظرسنجی تورم مورد انتظار ایالات متحده، دریافت که در دورهٔ افزایش تورم (۱۹۶۰ـ۱۹۸۰)، پیش‌بینی‌های خانوارهای میشیگان، خطاهای کمتری نسبت به نظرسنجی لیوینگستون از اقتصاددانان و پیش‌بینی‌های معیار نشان دادند. برخلاف لیوینگستون، پیش‌بینی‌های میشیگان بدون سوگیری بودند. از سال

[1] Muth
[2] Thomas

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

۱۹۸۰ به بعد، پیش‌بینی‌های لیوینگستون دقیق‌تر از میشیگان بوده‌اند، اگرچه در مورد هر دو بی‌طرفی رد شده است. پیش‌بینی‌های SPF که از سال ۱۹۸۱ در دسترس بوده‌اند، اندکی برتر از لیوینگستون عمل کرده‌اند. در پیش‌بینی تورم، پاسخ‌دهندگان عموماً به شرایط ادواری توجه کافی نکرده‌اند و عقلانیت به‌شکل قوی تأیید نمی‌شود. متیسون[1] (۲۰۰۶) با استفاده از مدلی عاملی پویا و به‌کارگیری ۳۴۸ سری، به پیش‌بینی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان در نیوزیلند پرداخت. عملکرد پیش‌بینی‌های مدل عاملی پویا با انواع مدل‌های سری زمانی دیگر (ازجمله پیش‌بینی‌های منتشرشده توسط بانک مرکزی نیوزیلند) مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل عاملی پویا به‌ویژه در افق‌های بلندمدت عملکرد خوبی دارد. اوستویت و ترورویک[2] (۲۰۱۲) با استفاده از مدلی عاملی پویا به پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی در نروژ پرداختند. در این مطالعه، از ۱۴۸ سری استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد داده‌های مالی، به‌ویژه داده‌های بورس اوراق بهادار اسلو، بیشترین سهم را در دقت پیش‌بینی دارند. گروهه و میلر[3] (۲۰۱۵) در مقایسهٔ پیش‌بینی‌های تورم با استفاده از شاخص‌های مبتنی بر بازار و شاخص‌های نظرسنجی‌ها دریافتند که هر دوی این شاخص‌ها برای آگاهی‌بخشی در مورد تورم آتی مفیدند. اگر بازه‌های زمانی بسیار کوتاه باشد، این نتایج معتبر نیستند. مِلمِندیر و ناگل[4] (۲۰۱۶) نحوهٔ شکل‌گیری انتظارات افراد در مورد تورم آتی را مورد مطالعه قرار دادند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد افراد به تورم تجربه‌شده در طول عمر خود اهمیت بیشتری می‌دهند. این رویکرد، مدل‌های یادگیری انطباقی موجود را اصلاح می‌کند تا امکان به‌روزرسانی انتظارات وابسته به سن در واکنش به تکانه‌های تورمی فراهم شود. افراد جوان انتظارات خود را بیشتر از افراد مسن‌تر به‌روز می‌کنند، زیرا تجارب اخیر سهم بیشتری از تاریخچهٔ تجمعی عمرشان را تشکیل می‌دهد. تفاوت در تجارب باعث تفاوت‌های چشمگیر در انتظارات می‌شود. بررسی داده‌های خرد ۵۷ سال متوالی در این پژوهش نشان می‌دهد که اختلاف نظر چشمگیر بین جوانان و سالمندان در دوره‌های تورم بسیار بی‌ثبات مانند دههٔ ۱۹۷۰ وجود دارد. این مدل همچنین رفتار استقراض و وام‌دهی خانوارها ازجمله انتخاب انواع وام‌های مسکن را توضیح می‌دهد. در ادامهٔ مطالعات انجام‌شده در این حوزه، بِرن و همکاران[5] (۲۰۲۴) در پژوهشی جهت پیش‌بینی انتظارات تورمی برای کشور ایرلند بیان کردند که اخیراً،

[1] Matheson
[2] Aastveit & Trovik
[3] Grothe & Meyler
[4] Malmendier & Nagel
[5] Byrne et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

تکانه‌های بزرگ و غیرمنتظره، مانند همه‌گیری کووید-۱۹ و جنگ روسیه و اوکراین، این کار را پیچیده کرده و بسیاری از پیش‌بینی‌کنندگان را واداشته است تا رویکردهای خود را بازنگری کنند. یافته‌ها نشان می‌دهد با توجه به اینکه ایرلند اقتصادی کوچک و باز است، فشارهای تورمی خارجی تأثیر بسیاری بر تورم این کشور دارند؛ به‌عنوان مثال، قیمت‌های جهانی انرژی و کالاهای غیرانرژی در پیش‌بینی تورم انرژی، تورم مواد غذایی، و تورم کالاهای صنعتی غیرانرژی نقش مهمی ایفا می‌کنند. این ویژگی در مورد خدمات کمتر مشاهده می‌شود. بنابراین، فشارهای دستمزدی داخلی، قدرت بازار کار و فعالیت‌های اقتصادی داخلی هنگام پیش‌بینی تورم خدمات، نسبتاً مهم‌ترند. با تغییر اقتصاد جهانی، مدل‌های پیش‌بینی تورم در بانک مرکزی نیز به‌طور منظم بازبینی می‌شوند تا از تناسب آن‌ها با محیط کنونی اطمینان حاصل شود. با افزایش دسترسی به ابزارها و مدل‌های جدید مانند هوش مصنوعی و یادگیری ماشین، این فنّاوری‌ها در صورت مناسب‌بودن، می‌توانند در فرایند پیش‌بینی تورم گنجانده شوند.

سیراکووا[1] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی اقتصاد کلان رفتاری و روان‌شناسی انتظارات تورمی پرداخت. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد ادغام روان‌شناسی در اقتصاد کلان ممکن است درک واقع‌بینانه‌تری از شکل‌گیری انتظارات تورمی ارائه دهد و نشان‌دهندهٔ آغاز دوران جدید بالقوه‌ای در مدل‌سازی اقتصادی باشد. آگیلار و همکاران[2] (۲۰۲۴) در پژوهشی به بررسی تورم جهانی و انتظارات تورمی پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که مؤلفهٔ تورم جهانی می‌تواند بر میانگین و در درجه‌ای کمتر، بر پراکندگی انتظارات تورمی تأثیر بگذارد. این تأثیر بر میانگین انتظارات تورمی کوتاه‌مدت، در اواخر سال ۲۰۲۱ افزایش یافت. اگرچه مؤلفهٔ تورم جهانی برای انتظارات تورمی کوتاه‌مدت حائز اهمیت است، مؤلفهٔ خاص تورم (تمام تغییرات تورمی که توسط مؤلفهٔ جهانی توضیح داده نمی‌شود) تأثیر قوی‌تری بر انتظارات تورمی بلندمدت دارد. در نهایت، یافته‌های این پژوهش مؤید آن است که سیاست پولی می‌تواند به کاهش انتقال تورم جهانی به انتظارات تورمی، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، کمک کند. این یافته تأکید می‌کند که بانک‌های مرکزی اقتصادهای نوظهور، حتی زمانی که عوامل جهانی علت اصلی تورم هستند، ظرفیت لازم برای شکل‌دهی به انتظارات تورمی را دارند. اوئدا[3] (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های تراکنش بانکی یک آزمایش در مورد انتظارات تورمی و مخارج اشخاص انجام داد. آزمایش بین ۲۵۰۰ دارندهٔ حساب بانکی در ژاپن

[1] Sirakovova
[2] Aguilar et al.
[3] Ueda

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

نشان می‌دهد که ارائهٔ اطلاعات به‌طور معناداری انتظارات تورمی را شکل می‌دهد و پاسخ‌دهندگان انتظارات خود را متناسب با اطلاعات دریافتی تعدیل می‌کنند. دِ فیوره و همکاران[1] (۲۰۲۴) در مطالعهٔ انتقال ارتباطات و انتظارات تورمی، به تحلیل نقش رسانه‌ها در انتقال اطلاعات دربارهٔ موضع سیاست پولی فدرال رزرو به عموم پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد انتقال اطلاعات در دورهٔ نرخ بهرهٔ صفر[2] (ZLB) تضعیف شده و با معرفی کنفرانس‌های مطبوعاتی بهبود یافت که اکنون تأثیر قدرتمند بر رسانه‌ها دارند. پوشش رسانه‌ای بر انتظارات تورمی خانوارها اثرگذار است؛ به‌ویژه هنگامی‌که تورم بالا و بی‌ثبات است. این یافته‌ها بر نقش حیاتی رسانه‌ها در کانالیزه‌کردن ارتباطات بانک‌های مرکزی به عموم تأکید می‌کند. ملانگنی و بوتِله‌زی[3] (۲۰۲۴) در مطالعهٔ رابطهٔ پویا بین تغییرات سیاست پولی و انتظارات تورمی در افریقای جنوبی دریافتند که اتحادیه‌های کارگری نسبت به تغییرات قبلی نرخ ریپو حساسیت نشان می‌دهند. در بلندمدت، سیاست پولی بر انتظارات تورمی در بخش مالی تأثیرگذار است. در مقابل، نرخ‌های ریپوی بالاتر در بخش بنگاه‌های اقتصادی با کاهش انتظارات تورمی همراه بوده که متعاقباً بر پویایی دستمزدها تأثیر می‌گذارد. آزمون‌های علیت گرنجر ارتباط معناداری بین تغییرات نرخ ریپو و انتظارات تورمی در بخش‌های بنگاه‌های اقتصادی و اتحادیه‌های کارگری را تأیید می‌کنند. این مطالعه درک بهتری از واکنش‌های متنوع بخش‌ها به تأثیر سیاست پولی بر انتظارات تورمی ارائه می‌دهد و پیشنهاد می‌کند تنظیمات سیاستی خاص هر بخش با درنظرگرفتن پویایی‌های منحصربه‌فرد آن‌ها اعمال شود تا پاسخ‌ها هدفمندتر و مؤثرتر باشند. آیسون و رایت (۲۰۲۴) با استفاده از یک مدلی عاملی پویا و به‌کارگیری ۲۵ سری، به پیش‌بینی تورم پرداختند. نتایج این مطالعه بیان می‌کند مدلی عاملی پویا از رویکردهای رایج‌تر همانند مدل‌های تک‌متغیره و DSGE بهتر عمل می‌کند. گریشچنکو و همکاران[4] (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای به بررسی پایداری انتظارات تورمی در منطقهٔ یورو پرداختند. در این مطالعه، به این نکته اشاره شده است که به‌رغم تعهد بانک‌های مرکزی به حفظ قیمت‌های پایدار و تورم پایین، اخیراً قیمت‌ها در سراسر جهان به‌طور چشمگیری افزایش یافته‌اند که عمدتاً ناشی از تکانه‌های برون‌زا، مانند عدم تعادل‌های زنجیرهٔ تأمین ناشی از کووید-۱۹ و تحولات ژئوپلیتیک بوده است. در واکنش به این تکانه‌ها، بانک‌های مرکزی در سراسر جهان موضع سیاست پولی خود را سخت‌تر کرده و تعهد قوی خود را برای

[1] De Fiore et al.
[2] Zero Lower Bound
[3] Mlangeni & Buthelezi
[4] Grishchenko et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

بازگرداندن تورم به اهداف تورمی مربوطهٔ خود اعلام کرده‌اند. در این مطالعه با استفاده از یک معیار جدید از انتظارات تورمی که توسط اوراق قرضهٔ اسمی و شاخص تورمی فرانسه بیان شده است، تکامل انتظارات تورمی در منطقهٔ یورو تجزیه و تحلیل شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که انتظارات تورمی منطقهٔ یورو در نمونهٔ ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ نسبتاً خوب تثبیت شده است؛ اما تا حدودی به اخبار کلان اقتصادی و تکانه‌های سیاست پولی در نمونه‌ای که شامل همه‌گیری کووید ـ ۱۹ است، حساس بوده است. گلدفاین و همکاران[1] (۲۰۲۵) در مطالعهٔ اندازه‌گیری انتظارات تورمی عنوان می‌کنند که در نظرسنجی‌های کلان‌اقتصادی، انتظارات تورمی معمولاً از طریق پیش‌بینی‌های توزیعی گردآوری می‌شوند که در آن پاسخ‌دهندگان احتمالاتی را به بازه‌های از پیش تعیین‌شدهٔ تورم اختصاص می‌دهند. این قالب پرسش به‌طور فزاینده‌ای مورد انتقاد قرار می‌گیرد. بنابراین، آن‌ها روش جدیدی برای گردآوری انتظارات تورمی مورد استفاده قرار دادند که مبتنی بر پژوهش‌های پیشین در نظریهٔ تصمیم است. برخلاف روش‌های متداول کنونی، این رویکرد در برابر تفاوت‌های وضعیت اقتصادی مقاوم است و بنابراین امکان مقایسه در طول زمان و بین کشورها را فراهم می‌کند. علاوه‌بر این، این روش زمان‌بر نیست و به‌لحاظ تعمیم‌پذیربودن، می‌توان آن را بر معیارهای کلان‌اقتصادی مختلف اعمال کرد.

در ایران، مطالعات کابردی و دقیق در زمینهٔ پیش‌بینی و برآورد انتظارات تورمی صورت نگرفته و به اندازهٔ اهمیت این موضوع در مطالعات تجربی به آن پرداخته نشده است. تنها مطالعات اندکی در این حوزه وجود دارد که در ادامه به بیان خلاصه‌ای از آن‌ها پرداخته می‌شود.

عبداللهی و زواره (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای ضمن بررسی اثر نرخ ارز بر انتظارات تورمی با استفاده از داده‌های فصلی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (از پاییز ۱۴۰۰)، شاخص کیفی انتظارات تورمی ایران برای بازه دوساله (پاییز ۱۴۰۰ تا پاییز ۱۴۰۲) را به‌دست آوردند. برای محاسبهٔ این شاخص، از سه روش آمار متوازن، روش احتمال (با فرض توزیع یکنواخت)، و تابع لجستیک بهره گرفتند. مقایسهٔ نتایج با نرخ تورم واقعی سه ماه بعد نشان داد که روش احتمال با توزیع یکنواخت، از دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردار است. همچنین، روند تغییرات شاخص در طول ۹ فصلِ مورد بررسی آشکار ساخت که شتاب رشد انتظارات تورمی در دوران نوسانات ارزی، به‌مراتب بیشتر از دورهٔ حذف ارز ترجیحی بوده است.

[1] Goldfayn et al.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

پژوهشی توسط خضرزادگان و حیدری (۱۴۰۲) در بررسی تأثیر نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی در ایران نشان داد که رابطهٔ بین نرخ ارز و انتظارات تورمی در کشور نه‌تنها نامتقارن، بلکه غیرخطی نیز است. همچنین، سطح تورم گذشته خود به‌عنوان عامل کلیدی در شکل‌گیری انتظارات تورمی عمل می‌کند؛ به‌طوری‌که تحقق ثبات قیمتی می‌تواند موجب کاهش این انتظارات شود. عوامل دیگری نظیر کسری بودجهٔ دولت و رشد حجم نقدینگی نیز تأثیر قابل توجهی بر انتظارات تورمی دارند.

صادقی و همکاران (۱۴۰۳) منابع مختلف تکانه‌های ارزی و پیامدهای تورمی آن‌ها در ایران را مورد مطالعه قرار دادند. در بستر تاریخچهٔ بی‌ثبات تورم در اقتصاد ایران، تحلیل آن‌ها نشان می‌دهد که بین نوسانات شدید نرخ ارز، تأثیر این نوسانات بر انتظارات تورمی آینده، عملکرد بانک مرکزی، و میزان همسویی انتظارات تورمی با سیاست‌های پولی، روابط همبستگی قابل توجهی وجود دارد.

عرفانی و شجاعی (۱۴۰۴) به بررسی مطالعهٔ ذهن تورمی، انتظارات تورمی، و پیش‌بینی تورم پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که تأثیر تورم ادراک‌شده نه‌تنها بلافاصله ظاهر می‌شود، بلکه با گذشت زمان تشدید می‌شود. این مسئله گویای آن است که تورم ذهنی همراه با شاخص‌های کلان اقتصادی نظیر قیمت طلا، نرخ ارز، و تولید ناخالص داخلی، ابزاری کارآمد برای تحلیل و پیش‌بینی روند تورم محسوب می‌شود. همچنین در میان مدل‌های پیشرفتهٔ یادگیری ماشین، مدلریتم درخت تصمیم با دقت بیشتری نرخ تورم را پیش‌بینی کرده است.

دهقانی و همکاران (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای با استفاده از مدلی جنگل تصادفی به برآورد انتظارات تورمی در اقتصاد ایران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد انتظارات تورمی در ایران در چهارچوب انتظارات عقلایی تبیین‌پذیر است و پیش‌بینی‌کنندگان فاقد خطای نظام‌مند در پیش‌بینی تورم‌اند. افزون‌بر این از میان کلیهٔ اطلاعات مؤثر سه متغیرِ تورم باوقفه، نرخ ارز، و تحریم‌های اقتصادی، بیشترین نقش را در شکل‌گیری انتظارات تورمی داشته‌اند.

بررسی مطالعات صورت‌گرفته به‌وضوح نشان می‌دهد که برآورد دقیق انتظارات تورمی برای اقتصاددانان، سیاست‌گذاران اقتصادی، و بانک‌های مرکزی اهمیتی حیاتی دارد. این انتظارات که رفتار عاملان اقتصادی را شکل می‌دهد، ابزاری کلیدی برای هدایت سیاست پولی و دستیابی به ثبات قیمتی است؛ شاخصی پیشرو از اعتبار سیاست‌ها و ریسک‌های آتی محسوب می‌شود؛ و پایه‌ای اساسی برای طراحی سیاست‌های رشد پایدار است. بنابراین، سنجش صحیح آن نه‌تنها ضرورتی پژوهشی، بلکه پیش‌نیازی عملی برای اثربخشی سیاست‌های اقتصادی است.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

۴ معرفی مدل و داده‌های پژوهش

در این پژوهش به‌منظور برآورد تورم انتظاری در اقتصاد ایران، از یک مدل عامل پویا استفاده شده است. مدل عامل پویا دسته‌ای بسیار بزرگ‌تر از مدل‌های فضا-حالت[1] است که در چهارچوب آن متغیرهای قابل مشاهده برحسب متغیرهای مشاهده‌نشده یا پنهان[2] بیان می‌شوند. متغیرهای پنهان نیز خود براساس نوعی پویایی وقفه‌دار با وابستگی محدود تکامل می‌یابند. آنچه این مدل‌ها را در میان مدل‌های اقتصادسنجی کلان متمایز می‌سازد، این است که هم‌حرکتی‌های پیچیدهٔ تعداد زیادی از سری‌های زمانی مشاهده‌پذیر را می‌توان از طریق تعداد اندکی عامل مشترک خلاصه کرد؛ عواملی که نوسانات مشترک تمام سری‌ها را هدایت می‌کنند. مزیت این رویکرد آن است که می‌توان با به‌کارگیری این عامل‌ها تغییرات سری‌های زمانی مشاهده‌پذیر را به‌خوبی تبیین کرد و همین مزیت باعث می‌شود تا این گونه مدل‌ها در پایش و پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان موفق‌تر از سایر مدل‌های رقیب عمل کنند. چهارچوب کلی مدل پژوهش حاضر به‌صورت زیر تصریح شده است:

$$X_t = \lambda(L) f_t + e_t \quad (۴)$$

$$f_t = \psi(L) + f_{t-1} + \eta_t \quad (۵)$$

در رابطه (۴)، X_t یک بردار از تعداد N سری مشاهده‌پذیر و f_t نیز برداری از r عامل پنهان است که هم‌حرکتی سری‌های مشاهده‌پذیر را تبیین می‌کنند. λ ماتریس بارهای عاملی است که سهم واریانس هر متغیر مشاهده‌پذیر را که توسط عامل‌ها تبیین می‌شود، اندازه‌گیری می‌کند. e_t و η_t جملات خطای i.i.d هستند که از توزیع نرمال پیروی می‌کنند. در مطالعهٔ حاضر، X_t دربردارندهٔ ۲۵ سری زمانی اقتصادی است. لیست این متغیرها به‌همراه منابع گردآوردی آن‌ها در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱

متغیرهای پژوهش

ردیف	نام متغیر	منبع گردآوردی	ردیف	نام متغیر	منبع گردآوردی
۱	نرخ ارز بازار آزاد	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۱۳	خالص صادرات و واردات	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.

[1] state-space models

[2] latent variables

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

۲	شاخص بورس اوراق بهادار تهران	وب‌سایت شرکت مدیریت فنّاوری بورس تهران	۱۴	نقدینگی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۳	وام های بانک تجاری به بخش های تجاری و غیر تجاری	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۱۵	پایهٔ پولی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۴	نرخ بازدهی اوراق خزانه	سازمان بورس و اوراق بهادار تهران	۱۶	تولید ناخالص داخلی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۵	M1	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۱۷	شاخص قیمت املاک و مستغلات در کلان شهرها	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۶	شاخص تولیدات صنعتی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۱۸	خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۷	ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۱۹	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۸	نرخ تورم	وب‌سایت مرکز آمار ایران	۲۰	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۹	نرخ بهره	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۲۱	شاخص دستمزد و حقوق و مزایای کارکنان	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۱۰	قیمت نفت		۲۲	نرخ تورم تولیدکننده	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۱۱	وضعیت مالی بودجهٔ دولت	گزارش‌های ادواری سازمان برنامه و بودجهٔ کشور	۲۳	قیمت طلا	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.
۱۲	نرخ ارز رسمی	وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا.	۲۴	پیش‌بینی تورم انتظاری نخبگان اقتصادی	پژوهشکدهٔ پولی و بانکی بانک مرکزی ج.ا.ا.

داده‌های متغیرهای فوق برای بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳ در فرکانس فصلی گردآوری شده‌اند. در مطالعهٔ حاضر، بردار عامل‌های پنهان (f_t) و ضرایب مدل ($\lambda(L)$ و $\psi(L)$) با استفاده از روش معرفی‌شدهٔ دُز و همکاران[1] (۲۰۱۲) برآورد می‌شوند. در چهارچوب این روش، برآورد پارامترها در دو مرحله صورت می‌پذیرد: در مرحلهٔ اول، مقادیر اولیهٔ عامل‌ها با استفاده از روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی تخمین زده می‌شوند؛ سپس با استفاده از این عامل‌ها، بارهای عاملی و همچنین ساختار جملات خطا برآورد می‌شود. در مرحلهٔ دوم با استفاده از مدلریتم

[1] Doz et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

امید ریاضی‌ـ بیشینه‌سازی[1] (EM)، مقادیر بهینهٔ پارامترهای مدل محاسبه می‌شود. اجرای مدلریتم EM خود شامل دو گام است: در گام E[2]، امید ریاضی عامل‌ها و ماتریس واریانس‌ـ کواریانس آن‌ها با استفاده از فیلتر و هموارساز کالمن، مشروط به داده‌ها و مقادیر فعلی پارامترها محاسبه می‌شود. در گام M[3] با استفاده از مقادیر به‌دست‌آمده از گام E، پارامترهای مدل مجدداً تخمین زده می‌شوند. گام‌های E و M آن‌قدر تکرار می‌شوند تا همگرایی در زنجیره رخ دهد. در رابطه (۴)، تعداد بهینهٔ عامل‌ها نیز بر مبنای معیار اطلاعات مبتنی بر مجذور خطاهای نرمال‌شدهٔ معرفی‌شده توسط بای و نگ[4] (۲۰۰۲) تعیین می‌شود.[5] پس از برآورد مدل، نکویی برازش مدل با معیارهای مختلفی ازجمله سهم عامل‌های مشترک برآوردی در توضیح واریانس متغیرهای مشاهده‌شده و قدرت توضیح‌دهندگی این عامل‌ها قابل بررسی است.

همان‌طور که آمد، این مطالعه به‌دنبال ارزیابی میزان کاربردپذیری مدل عامل پویا در پیش‌بینی مقادیر آتی تورم است. ازاین‌رو، مقدار آتی تورم در افق h به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_{t+h}^{h} = ln\left(\frac{CPI_{t+h}}{CPI_{t-4+h}}\right) \qquad (۶)$$

که در آن، CPI_t بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده در زمان t است. بنابراین، π_{t+h}^{h} بیانگر میانگین تغییر نسبی سالانهٔ شاخص در طول افق h است. مدلی رگرسیونی مورد استفاده برای پیش‌بینی مقادیر آتی تورم به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_{t+h}^{h} = \beta(l)f_t + \gamma(l)\pi_t + v_{t+h} \qquad (۷)$$

در رابطهٔ (۷)، π_{t+h}^{h} بیانگر مقدار متغیر π_t در دوره $t+h$ است. $\beta(l)$ و $\gamma(l)$ چندجمله‌ای‌های وقفه‌ای هستند، f_t عوامل مشترک و پنهانی هستند که از تخمین رابطه (۴)

[1] expectation-maximization algorithm

[2] expectation step

[3] maximization step

[4] Bai & Ng

[5] برای مطالعهٔ بیشتر در ارتباط با چگونگی تخمین مدل‌های عاملی پویا، نگاه کنید به:

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2016). Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics. In *Handbook of macroeconomics* (Vol. 2, pp. 415-525). Elsevier.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

و (۵) به‌دست می‌آیند.در نهایت، v_{t+h} نشان‌دهندهٔ خطای پیش‌بینی در دورهٔ $t+h$ است. می‌توان رابطه (۷) را پس از برآورد عوامل مشترک (تخمین رابطه (۴) و (۵)) و پارامترهای موجود در چندجمله‌ای‌های $\beta(l)$ و $\gamma(l)$ (تخمین رابطه (۷)) به‌شکل زیر نوشت:

$$\hat{\pi}^{h}_{t+h} = \hat{\alpha}_h + \sum_{k=1}^{k} \hat{\beta}_{h,k} \hat{f}_{t-k+1} + \sum_{p=1}^{p} \hat{\gamma}_{h,p} \pi_{t-p+1} \qquad (۸)$$

در رابطه (۸)، $\hat{\pi}^{h}_{t+h}$ مقدار پیش‌بینی‌شده متغیر π^{h}_{t+h} است. $\hat{f}_t$ مقادیر برآوردشدهٔ عوامل مشترک و پنهان موجود در سری‌های زمانی است که از تخمین رابطه (۴) و (۵) با استفاده از روش معرفی‌شدهٔ دُز و همکاران (۲۰۱۲) به‌دست آمده‌اند. حداکثر تعداد وقفه‌های k و p نیز براساس معیار اطلاعات بیزی (BIC) تعیین شده‌اند. خروجی رابطه (۸) در واقع پیش‌بینی مقدار تورم انتظاری بر پایهٔ مدل عامل پویاست که نتایج برآورد و مقایسهٔ آن با تورم انتظاری مبتنی بر نظرسنجی نخبگان در بخش بعدی ارائه شده است.

۵ یافته‌های پژوهش

در این بخش، نتایج تجربی مربوط به پیش‌بینی تورم انتظاری ارائه می‌گردد. برای این منظور، رابطه (۴) و (۵) با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی برآورد می‌شود. در واقع، سعی شده است تا سری‌های زمانی مرتبط با تورم استفاده شوند. این داده‌ها در بخش قبلی تشریح شدند. برآورد مدل‌های عامل پویا با پیچیدگی‌های زیادی روبه‌روست و تخمین مناسب این مدل‌ها مستلزم تصریح دقیق اجزای رابطه آن‌هاست. همان‌طور که در بخش قبلی اشاره شد، در مطالعهٔ حاضر به‌منظور برآورد مدل از روش ترکیبی معرفی‌شده توسط دز و همکاران (۲۰۱۲) استفاده شده است. در این چهارچوب، مدل عاملی پویا در فرم پویا و به‌صورت یک مدل فضاـحالت تصریح می‌شود، با این تفاوت که پیچیدگی‌های محاسباتی روش‌های پارامتریک محض را ندارد. تجزیه و تحلیل‌های آماری در محیط نرم‌افزارهای R و MATLAB انجام شده است.

در چهارچوب مدل‌های عاملی پویا، فرض می‌شود که متغیرهای مشاهده‌شده و پنهان، مانا از مرتبهٔ دوم[۱] و هم‌انباشته از مرتبهٔ صفر، I(0) هستند. در این راستا، سری‌های مشاهده‌شده، X_t، باید به‌نحوی پیش‌پردازش شوند که حرکات بزرگ و کم‌فرکانس در قالب

[۱] در ادبیات سری زمانی، منظور از ایستا از مرتبهٔ دوم (second-order stationary) آن است که میانگین، و واریانس و کواریانس سری مورد نظر در طول زمان ثابت باشند که در ادبیات سری‌های زمانی از آن به‌عنوان ایستایی ضعیف یا ایستایی کواریانس نیز یاد می‌شود. حالت حدی‌تر آن، ایستای اکید (strict stationary) است.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

روندها و ریشه‌های واحد حذف شوند. پیش‌پردازش داده‌های خام در دو مرحله انجام می‌شود: در مرحلهٔ اول، روندهای تصادفی و روندهای بالقوه با استفاده از تفاضل‌گیری از داده‌ها حذف می‌شوند، و در مرحلهٔ دوم، هرگونه حرکات کم‌فرکانس باقیمانده، و یا انحرافات بلندمدت، با یک فیلتر فرکانس پایین (همانند فیلتر band-pass) حذف می‌شوند. برای این منظور، سری‌های زمانی به‌کاررفته در مطالعهٔ حاضر با استفاده از تبدیل‌های مناسب به سری‌های مانا تبدیل شده‌اند. در هر مرحله از تبدیل سری‌ها، مانایی متغیرها در فرکانس صفر با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌ـفولر تعمیم‌یافته[1] بررسی شده است. علاوه‌بر این، با درنظرداشتن فصلی‌بودن داده‌ها، و در جهت اطمینان از نبودِ ریشه واحدهای فصلی، مانایی متغیرها در فرکانس‌های مختلف فصلی با استفاده از آزمون ریشه واحد هگی[2] آزمون شده است. این کار برای جلوگیری از حذف اطلاعات مفید و حداقل تبدیل روی سری‌ها اعمال صورت گرفته است. در نهایت، سری‌های زمانی به‌کاررفته در مدل، به‌گونه‌ای تبدیل شده‌اند که عاری از هرگونه ریشه واحد (اعم از فصلی و غیرفصلی) هستند. در ادامه قبل از برآورد عامل‌ها و مدل، به پیروی از استاک و واتسون (۲۰۰۲)، سری‌ها به‌گونه‌ای استاندارد شده‌اند که انحراف معیار واحد (=۱) داشته باشند.

به‌منظور تخمین، فرم پویای رابطهٔ نهایی به‌صورت یک مدل حالت‌ـفضا تصریح شده است. در این راستا، مدل با پیش‌فرض خطی‌بودن برآورد شده است، همچنین هیچ محدودیتی روی ماتریس کواریانس رابطهٔ اندازه‌گیری اعمال نشده است؛ فرض شده است که هیچ همبستگی بین جملات خطای رابطهٔ اندازه‌گیری و رابطهٔ گذار (حالت) وجود ندارد. در چهارچوب حاضر، عامل‌ها اجازه دارند بر پایهٔ یک فرایند خودتوضیح برداری از مرتبهٔ p، VAR(p) تکامل یابند. تعداد وقفه‌های بهینهٔ فرایند VAR(p) عامل‌ها، با استفاده از معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC) و بیزی (BIC) تعیین شده است. معیار اطلاعات مبتنی بر مجذور خطاهای نرمال‌شدهٔ (IC_r) بای و نگ (۲۰۰۲) بیانگر وجود ۵ عامل پیش‌بینی‌کننده، f_t، برای مجموعهٔ سری‌های زمانی به‌کاررفته در مدل، X_t، است ($r_F =$ 5). در ادامه برای تخمین عامل‌ها و پارامترهای رابطهٔ اندازه‌گیری و رابطهٔ گذار، از فیلتر کالمن و مدلریتم EM استفاده شده است. در این چهارچوب، ماتریس عامل‌ها با برآوردگر شبه حداکثر درست‌نمایی[3] و از طریق اجرای تکراری فیلتر و هموارساز کالمن تا زمان

[1] Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

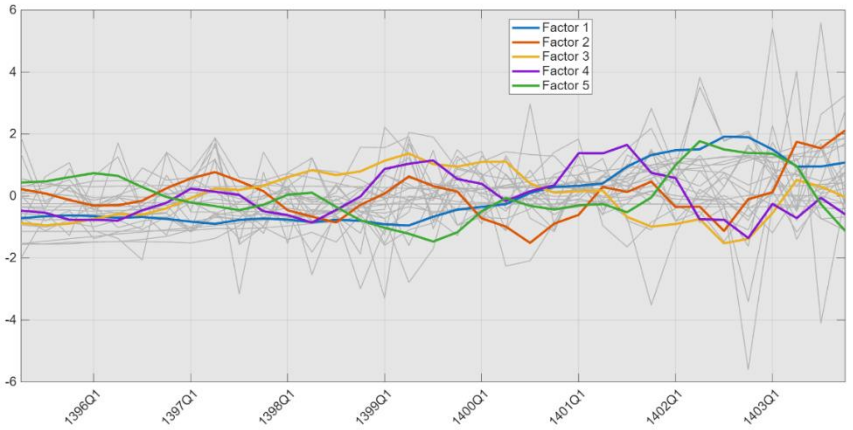
[2] Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo Test for Seasonal Unit Root (HEGY Test)

[3] Quasi-Maximum Likelihood Estimator

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

همگرایی مدلریتم EM برآورد شد. به پیروی از دُز و همکاران (۲۰۱۲)، مقداردهی اولیهٔ فیلتر با استفاده از عامل‌های برآوردی از روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی صورت پذیرفته است. شکل ۱ عامل‌های برآوردی و سری‌های زمانی استانداردشده را نمایش می‌دهد.



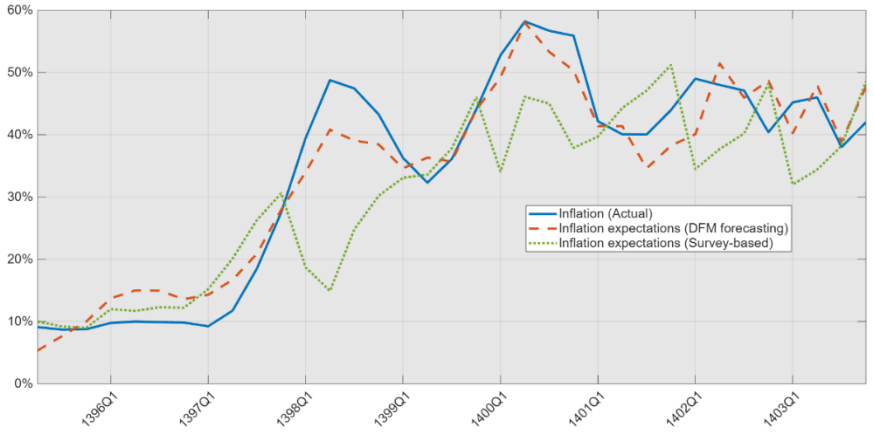
شکل ۱. عامل‌های برآوردی و مجموعهٔ سری‌های زمانی استانداردشده
منبع: محاسبات تحقیق

در شکل ۱، خطوط رنگی عامل‌های برآوردشده، و خطوط خاکستری، سری‌های زمانی مختلف مشاهده‌شده هستند. این ۵ عامل در مجموع ۵۷ درصد از تغییرات مجموعه سری‌های زمانی را توضیح می‌دهند، به‌طوری‌که عامل‌های اول، دوم، و سوم به‌ترتیب ۲۸، ۱۰، و ۹ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهند. اولین عامل به‌مقدار بالایی روی سری زمانی نقدینگی بارگیری شده است. عامل دوم با سری زمانی خالص صادرات همبستگی بالایی دارد. عامل‌های سوم، چهارم، و پنجم به‌ترتیب در حد بالایی روی سری‌های زمانی، نرخ تورم، شاخص دستمزد و حقوق و مزایای کارکنان، و ارزش‌افزودهٔ بخش کشاورزی بارگیری شده‌اند و با آن‌ها همبستگی بالایی دارند. درصد توضیح‌دهندگی بالای عامل‌ها، همگرایی در مدلریتم و معناداربودن ضرایب نشان می‌دهد که تخمین رابطه اندازه‌گیری و گذار یک تخمین قابل قبول بوده است. به‌منظور ارزیابی برآوردها، قدرت توضیح‌دهندگی عامل‌های خروجی روش شبه‌حداکثر درست‌نمایی با روش دومرحله‌ای و روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی ایستا مقایسه شد. نتایج این مقایسه نشان داد که قدرت توضیح‌دهندگی عامل‌هایی که با روش شبه‌حداکثر

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

درست‌نمایی استخراج شده‌اند، هم به‌صورت منفرد و هم به‌صورت تجمعی، به‌مراتب بالاتر از عامل‌های روش دومرحله‌ای و روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی است.

در ادامهٔ این بخش با استفاده از عامل‌های برآوردشده، اطلاعات موجود در ماتریس بارهای عاملی و ماتریس پارامترهای رابطهٔ گذار، تورم انتظاری در بازه زمانی ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳ برای اقتصاد ایران پیش‌بینی شده است. شکل ۲ خروجی پیش‌بینی تورم انتظاری توسط مدل عاملی پویا را نمایش می‌دهد.



شکل ۲. تورم انتظاری پیش‌بینی‌شده، تورم انتظاری مبتنی بر نظرسنجی نخبگان× و تورم واقعی
منبع: محاسبات تحقیق

در شکل ۲، خط ممتد آبی تورم واقعی را نمایش می‌دهد؛ خط‌چین قرمز پیش‌بینی تورم بر پایهٔ مدل عاملی پویا را نمایندگی می‌کند؛ درحالی‌که خط‌چین سبز انتظارات تورمی نخبگان اقتصادی بر مبنای نظرسنجی‌ها را ترسیم می‌کند. نتایج نشان می‌دهد پیش‌بینی بر مبنای مدل عاملی پویا در اغلب دوره‌ها هم راستا و هم با تورم واقعی بوده است. ارزیابی قدرت توضیح‌دهندگی عامل‌ها در تبیین تغییرات تورم انتظاری نشان می‌دهد که عوامل مشترک به‌تنهایی بیش از ۷۰ درصد تغییرات تورم آتی در رابطهٔ (۸) را توضیح می‌دهند که نشان از قدرت توضیح‌هندگی بالای این عوامل دارد. معیار پیش‌بینی نخبگان اقتصادی نیز تا حدود زیادی توانسته است روند کلی تورم را به‌خوبی دنبال کند. یکی از مزیت‌های مهمی که خروجی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

پیش‌بینی مدل عاملی پویا را متمایز می‌کند، دقت آن در پیش‌بینی تورم در زمان‌های ناآرام[1] است، به‌نحوی که در دوران جهش شدید تورم (1397Q2 تا 1398Q2، و 1399Q2 تا 1400Q2) و دوره‌های افت چشمگیر تورم (1398Q2 تا 1399Q2، و 1400Q2 تا 1401Q2)، این شاخص توانسته است با دقت بالایی روند تورم را پیش‌بینی کند و تغییرات آن در این دوران هم‌جهت با تورم واقعی بوده است. این در حالی است که شاخص پیش‌بینی نخبگان در بازه 1397Q3 تا 1399Q2 از تورم واقعی فاصله گرفته و در بازه 1399Q3 تا 1401Q1 نیز همچنان اختلاف قابل توجهی بین این شاخص و تورم واقعی وجود دارد. در ادامهٔ این بخش به‌منظور ارزیابی و مقایسهٔ پیش‌بینی‌های تورم انتظاری، از دو معیار کمّی میانگین مربعات خطا[2] (MSE) و ریشهٔ میانگین مربعات خطا[3] (RMSE) استفاده شده است. معیار MSE با مجذورکردن خطاها، به خطاهای بزرگ وزن بیشتری می‌دهد؛ بنابراین وقتی خطاهای بزرگ نامطلوب باشند، معیار مناسب‌تری برای ارزیابی پیش‌بینی است. معیار RMSE در کنار حفظ ویژگی‌های معیار MSE، واحد اصلی داده‌ها را حفظ می‌کند، ازاین‌رو، این معیار تفسیرپذیری بهتری دارد. نتایج محاسبهٔ این معیارها برای مقایسهٔ دو پیش‌بینی در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۲

معیارهای ارزیابی دقت پیش‌بینی

	پیش‌بینی تورم انتظاری نخبگان اقتصادی	**پیش‌بینی تورم انتظاری بر پایهٔ مدل DFM**
MSE	۱۲۳/۸۲	۲۰/۰۴
RMSE	۰/۴۶	۰/۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

مطابق با جدول ۱، مقادیر محاسبه‌شده برای معیارهای MSE و RMSE نشان می‌دهد که پیش‌بینی مبتنی بر مدل عاملی پویا از دقت بالاتری نسبت به پیش‌بینی انتظارات نخبگان اقتصادی برخوردار است. به‌طور مشخص، مقدار MSE برای پیش‌بینی تورم انتظاری مبتنی بر مدل DFM برابر ۲۰/۰۴ است، درحالی‌که این مقدار برای انتظارات نخبگان اقتصادی

[1] turbulent times

[2] Mean Squared Error (MSE)

[3] Root Mean Squared Error (RMSE)

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

۱۲۳/۸۲ گزارش شده است. این اختلاف قابل توجه بیانگر آن است که خطاهای بزرگ در پیش‌بینی نخبگان اقتصادی بیشتر رخ داده و از این منظر مدل DFM از دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردار است. علاوه‌بر این، معیار RMSE نیز همین نتیجه را تأیید می‌کند؛ به‌نحوی که RMSE برای پیش‌بینی مدل DFM معادل ۰/۰۷ بوده است، درحالی‌که این مقدار برای پیش‌بینی نخبگان ۰/۴۶ ثبت شده است. این اختلاف نشان می‌دهد که پیش‌بینی مدل DFM نه‌تنها از لحاظ جبری خطای کمتری داشته، بلکه از نظر تفسیر اقتصادی نیز نزدیک‌تر به تورم واقعی است. در مجموع، نتایج نشان می‌دهد که مدل DFM توانسته است در پیش‌بینی تورم، چه در زمان‌های آرام و چه در دوره‌های ناآرام، از دقت و کارایی بالاتری در مقایسه با پیش‌بینی نخبگان اقتصادی برخوردار باشد.

۶ بحث و نتیجه‌گیری

بی‌تردید، وضعیت انتظارات تورمی تأثیر بسزایی بر تورم واقعی و توانایی بانک مرکزی برای دستیابی به ثبات قیمت‌ها دارد. چگونگی رصد انتظارات تورمی یکی از چالش‌های اصلی بانک‌های مرکزی در سراسر دنیاست. در این بین، استفاده از نظرسنجی‌ها و پیش‌بینی بر پایهٔ مدل‌های اقتصادسنجی، دو رویکرد رایج برای محاسبهٔ تورم انتظاری در بانک‌های مرکزی کشورهای پیشرفتهٔ دنیاست. برخلاف بسیاری از کشورهای دنیا، متأسفانه پایگاه داده‌ای منسجمی از داده‌های مبتنی بر نظرسنجی در ارتباط با اقتصاد ایران وجود ندارد. خوشبختانه از دههٔ گذشته، بانک مرکزی داده‌هایی در خصوص تورم انتظاری از طریق نظرسنجی از نخبگان اقتصادی گردآوری کرده است که می‌تواند اطلاعات مناسبی در خصوص تورم انتظاری ارائه کند. باوجوداین، تکیهٔ صرف بر نظرسنجی‌ها برای رصد تورم انتظاری با محدودیت‌های همراه است که می‌توان به پوشش محدود پاسخ‌دهندگان، امکان بروز سوگیری ذهنی، ضعف در تکرارپذیری، و ثبات نتایج اشاره کرد. به همین دلیل در بسیاری از کشورها، محاسبهٔ تورم انتظاری بر پایهٔ مدل‌های اقتصادسنجی به‌عنوان مکمل نظرسنجی‌ها مورد توجه قرار گرفته است. ازاین‌رو در این مطالعه در چهارچوب یک مدل عاملی پویا و با به‌کارگیری مجموعهٔ بزرگی از سری‌های زمانی، به پیش‌بینی تورم انتظاری در بازه ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳ و در فرکانس فصلی پرداخته‌ایم. پیش‌بینی به‌صورت درون‌نمونه‌ای صورت گرفته و تورم انتظاری به‌عنوان مؤلفهٔ مشترک سری زمانی تورم و با به‌کارگیری ۵ عامل مشترک پیش‌بینی شده است. این عامل‌ها با استفاده از برآوردگر شبه‌حداکثر درست‌نمایی و از طریق اجرای تکراری فیلتر و هموارساز کالمن تا رسیدن به همگرایی مدلریتم EM استخراج شده‌اند. خروجی مدل نشان می‌دهد که پروکسی پیش‌بینی‌شده از تورم انتظاری، به‌خوبی توانسته است روند تورم واقعی را

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

منعکس کند. یکی از مزیت‌های اصلی این پروکسی در مقایسه با داده‌های نظرسنجی، پیش‌بینی صحیح تغییرات تورم ــ به‌ویژه در زمان‌های ناآرام ــ است. در واقع، یکی از ویژگی‌هایی اصلی که خروجی مدل حاضر را متمایز می‌سازد، همین مزیت است. این مسئله می‌تواند اطلاعات ارزشمندی برای سیاست‌گذاری دربر داشته باشد. علاوه‌بر این، معیارهای کمّی ارزیابی پیش‌بینی همانند MSE و RMSE دقت بالاتر پیش‌بینی خروجی مدل DFM را تأیید می‌کنند. این یافته‌ها در راستای یافته‌های استاک و واتسون (۲۰۱۷) هستند. استاک و واتسون (۲۰۱۷) در خصوص پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان با استفاده از مدل DFM استدلال کردند که پارامترهای مدل در طول و پس از بحران‌های مالی، از پایداری کافی برخوردارند و این مسئله باعث شده است تا احتمال بروز خطاهای بزرگ در پیش‌بینی این مدل‌ها کاهش یابد.

ارزیابی‌ها نشان می‌دهد که هم بر مبنای پیش‌بینی مدلی عاملی پویا و هم بر مبنای پیش‌بینی نخبگان اقتصادی، تورم انتظاری در یک دههٔ اخیر روند صعودی به خود گرفته است، که این مسئله می‌تواند هشداری جدی برای سیاست‌گذار پولی باشد. در حقیقت در سال‌های اخیر، تورم پایدار به‌عنوان یک عامل بنیادی در تشدید شرایط تورمی عمل کرده است. هنگامی‌که کارگزاران اقتصادی عدم موفقیت سیاست‌گذاران در کنترل تورم، و توسل به ابزارهایی همانند سرکوب نرخ ارز را مشاهده می‌کنند، انتظارات تورمی افزایش پیدا می‌کند. این فرایند ابتدا خود را در دارایی‌های نقدشونده و فاقد چسبندگی منعکس می‌کند و در ادامه به‌صورت افزایش قیمت کالاها و خدمات ظاهر می‌گردد. تداوم تورم بالا در نهایت باعث کاهش اعتماد عمومی به سیاست‌های اقتصادی و تضعیف اثربخشی ابزارهای حکمرانی اقتصادی می‌شود. دقت بالای مدل DFM در پیش‌بینی تورم انتظاری، ابزاری مناسب برای ارزیابی اعتبار سیاست‌های بانک مرکزی در اختیار می‌گذارد. سیاست‌گذار می‌تواند پس از اعلام و اجرای یک سیاست انقباضی، به‌جای انتظار برای مشاهدهٔ تأثیر آن بر تورم واقعی که با وقفه‌های زمانی طولانی همراه است، مستقیماً تأثیر آن سیاست را بر تورم انتظاری رصد کند. اگر سیاست اعلام‌شده مقرون به اعتبار باشد و انتظارات را به‌سرعت مهار کند، می‌توان آن را موفق قلمداد کرد؛ حتی پیش از آنکه اثر کامل آن در آمار تورم ظاهر شود. این امر امکان اصلاح سریع‌تر و کم‌هزینه‌تر مسیر سیاست‌گذاری را فراهم می‌آورد. در سطح کلان‌تر، کاهش نوسانات اقتصادی، افزایش اثربخشی انتقال سازوکار سیاست پولی، و در نهایت، هدایت انتظارات به‌سمت هدف تورمی بانک مرکزی از دیگر دستاوردهای محتمل به‌کارگیری این‌گونه مدل‌هاست.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

شایان ذکر است که در انجام فرایند این تحقیق محدودیت‌هایی نیز وجود داشته است. یکی از محدودیت‌های اصلی این تحقیق محدودبودن بازه زمانی داده‌های نظرسنجی نخبگان است که تنها از سال ۱۳۹۵ به بعد موجودند، که بازه مقایسهٔ پیش‌بینی را محدود می‌کند. از دیگر محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به دسترسی‌نداشتن به داده‌های سایر متغیرهای اثرگذار بر تورم انتظاری در اقتصاد ایران اشاره کرد.

فهرست منابع

خضرزادگان، ح. و حیدری، ح. (۱۴۰۲). اثرات نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی در اقتصاد هدف‌گذاری تورمی ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۴۵، ۶۱۵ـ۶۳۵.

دهقانی، ا.، یاوری، ک.، حاج امینی، م.، زارع، م.ح. (۱۴۰۴). برآورد انتظارات تورمی در اقتصاد ایران: رویکر انتظارات عقلایی با به‌کارگیری جنگل تصادفی. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*.۳۳۷ـ۳۶۸

صادقی، ع.، مرزبان، ح.، صمدی، ع.ح.، آذربایجانی، ک.، و رستم‌زاده، پ. (۱۴۰۳). اثرات تورمی تکانه‌های ارزی با منابع مختلف: واکنش سیاست پولی در یک اقتصاد در حال توسعه. *بررسی اقتصادی ایران*، ۷۶، ۶۹۵ـ۷۲۹.

عبداللهی، م.ر. و نمازی زواره، ش. (۱۴۰۲). برآورد شاخص انتظارات تورمی مبتنی بر نظرسنجی کیفی. *پژوهشنامهٔ اقتصاد کلان*، ۴۰ـ۰۴.

عرفانی، ع. ر. و شجاعی، س. س. (۱۴۰۴). تأثیر ذهن تورمی بر تورم ذهنی و پیش‌بینی تورم در ایران (۱۴۰۲ـ۱۳۹۲). *پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالیه*، ۴۷ـ۱۱

Aastveit, K. A., & Trovik, T. (2012). Nowcasting Norwegian GDP: The role of asset prices in a small open economy. *Empirical Economics*, *42*(1), 95-119.

Aguilar, A., Guerra, R., & Martinez, B. (2024). *Global inflation, inflation expectations and central banks in emerging markets*. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department.

Aysun, U., & Wright, C. (2023). *Forecasting inflation and inflation expectations in small open economies: A comparison of market and survey based approaches for Jamaica* (No. 2023-03).

Aysun, U., & Wright, C. (2024). A two-step dynamic factor modelling approach for forecasting inflation in small open economies. *Emerging Markets Review*, *62*, 101188.

Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, *70*(1), 191-221.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

Bernanke, B. (2007). *Inflation expectations and inflation forecasting* (No. 306). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

Binder, C. C. (2016). Estimation of historical inflation expectations. *Explorations in Economic History*, *61*, 1-31.

Bordo, M. D., Erceg, C. J., & Evans, C. L. (2000). Money, sticky wages, and the Great Depression. *American Economic Review*, *90*(5), 1447-1463.

Cecchetti, S. G. (1989). Prices during the Great Depression: Was the Deflation of 1930-32 really unanticipated? *American Economic Review*, 82(1), 141-156.

Coibion, O. & Gorodnichenko, Y. (2012). What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities? *Journal of Political Economy* 120 (1): 116-159.

Coibion, O., Gorodnichenko, Y., & Kamdar, R. (2018). The formation of expectations, inflation, and the phillips curve. *Journal of Economic Literature*, *56*(4), 1447-1491.

De Fiore, F., Maurin, A., Mijakovic, A., & Sandri, D. (2024). *Monetary policy in the news: communication pass-through and inflation expectations*. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department.

Doz, C., Giannone, D., & Reichlin, L. (2011). A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering. *Journal of Econometrics*, *164*(1), 188-205.

Eggertsson, G. B. (2008). Great Expectations and the End of the Depression. *American Economic Review*, *98*(4), 1476-1516.

Elizondo, R., & Carrillo, J. (2025). Comparison of inflation expectations from surveys and markets across different horizons. *Latin American Journal of Central Banking*, 100179.

Fischer, S. (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of political economy*, *85*(1), 191-205.

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American economic review*, *58*(1), 1-17.

Friedman, W. A. (2009). The Harvard Economic Service and the problems of forecasting. *History of Political Economy*, *41*(1), 57-88.

Goldfayn-Frank, O., Kieren, P., & Trautmann, S. T. (2025). A choice-based approach to the measurement of inflation expectations. *Available at SSRN 5233769*.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

Grishchenko, O. V., Moraux, F., & Pakulyak, O. (2025). How Stable are Inflation Expectations in the Euro Area? Evidence from the Euro-Area Financial Markets.

Grothe, M., & Meyler, A. (2015). *Inflation forecasts: Are market-based and survey-based measures informative?* (No. 1865). ECB Working Paper.

Jonung, L. (1981). Perceived and expected rates of inflation in Sweden. *American Economic Review* 71 (5): 961-968.

Kumar, S., Afrouzi, H., Coibion, O. & Gorodnichenko, Y. (2015). Inflation targeting does not anchor inflation expectations: evidence from firms in New Zealand.

Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, *4*(2), 103-124.

Malmendier, U., & Nagel, S. (2016). Learning from inflation experiences. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(1), 53-87.

Manski, Ch. F. (2004). Measuring expectations. *Econometrica* 72 (5): 1329-1376.

Matheson, T. D. (2006). Factor model forecasts for New Zealand. *Reserve Bank of New Zeeland, Discussion Paper Series.*

Mishkin, F. S. (2007). Inflation dynamics. *International Finance*, *10*(3), 317-334.

Mlangeni, T., & Buthelezi, E. M. (2024). Monetary policy and inflation expectations: Impact and causal analysis of heterogeneous economic agents' expectations in South Africa. *Journal of Applied Economics*, *27*(1), 2289724.

Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 315-335.

Romer, C. D. (1992). What ended the great depression? *The Journal of Economic History*, *52*(4), 757-784.

Romer, D. (2019). Advanced Macroeconomics. Fifth Edition. Berkeley. *McGraw Hill Education Romer, P. (1990). Endogenous technological change. Journal of Political Economy*, *98*, S71-S102.

Sirakovova, E. (2024). Behavioural macroeconomics: Unveiling the psychology of inflation expectations. *Public Finance Quarterly= Pénzügyi Szemle*, *70*(2), 90-105.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

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

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2011). Dynamic factor models.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2017). Twenty years of time series econometrics in ten pictures. *Journal of Economic Perspectives*, *31*(2), 59-86.

Taylor, J. B. (1979). Estimation and control of a macroeconomic model with rational expectations. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1267-1286.

Thomas Jr, L. B. (1999). Survey measures of expected US inflation. *Journal of Economic perspectives*, *13*(4), 125-144.

Ueda, K. (2024). *Inflation Expectations and Spending: Evidence from an Experiment and Bank Transaction Data in Japan*. Canon Institute for Global Studies.

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

Journal of Monetary & Banking Research
Vol. 19, No. 68, Summer 2026
pages 333-363

Estimating Inflation Expectations Using a Dynamic Factor Model

Helia Farhadi [1] Mehdi Pedram[2]

Received: 30-Sep -2025 Accepted: 26-Apr -2026

Abstract

Inflation expectations are a contentious topic in the philosophy and methodology of economics, and their quantification faces numerous challenges. Consequently, achieving reliable estimates of the level of inflation expectations necessitates the application of advanced methods and the use of a vast amount of information. The objective of this research is to calculate an inflation expectations index for the Iranian economy. To this end, by employing a dynamic factor model and based on a large set of macroeconomic time series, the inflation expectations index has been calculated for the period from 1395:1 to 1403:4. In order to enhance forecasting accuracy and estimator efficiency, the factors were extracted using a hybrid approach and by applying iterative algorithms. The results indicate that the output index has successfully predicted the trend of inflation, both in terms of the direction of changes and their magnitude. Diagnostic statistics show that, compared to the forecasts based

[1] PhD Student, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran; k.farhadi@student.alzahra.ac.ir

This article is derived from Ms. Helia Farhadi's PhD dissertation.

[2] Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran (Corresponding Author); Mehdipedram@alzahra.ac.ir

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]

on surveys of economic elites, the model's output possesses greater accuracy in monitoring future inflation.

Keywords: Inflation Expectations, Forecasting, Dynamic Factor Models, Survey Data, Macroeconomic Monitoring
JEL Classification: E31, E37, C53, C82

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

[DOI: 10.66224/jmbr.19.68.323]