

Regional Inflation Convergence in Iran: Heterogeneity, Club Formation, and Changing Inflation Dynamics



Roozbeh Balounejad Nouri¹ , Saeed Kianpoor² , Hamid Eskandari³

1. Associate Professor, Department of Economics, Economic Affairs Research Institute (Corresponding Author). roozbeh_noury@yahoo.com

2. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. s_kianpoor@pnu.ac.ir

3. Master of Theoretical Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. hamideskandari77@gmail.com

Abstract

This study examines inflation convergence across the provinces of Iran over the period from March 2012 to March 2025 using the Phillips and Sul (2007) club convergence approach and monthly Consumer Price Index data. To investigate changes in the pattern of inflation convergence, the sample period is divided into two subperiods: 2012–2017 and 2018–2025. The year 2018 is identified as a structural break due to the sharp exchange rate depreciation, the reimposition of international sanctions, and the intensification of inflationary instability. The results indicate that inflation convergence exists across provinces in both subperiods; however, its structure changes substantially over time. During the first period, provinces are distributed across several convergence clubs, whereas in the second period, most provinces converge within a single dominant club. Nevertheless, differences in the speed and intensity of inflation adjustment suggest that the transmission and absorption of macroeconomic shocks have not been uniform across regions. These findings indicate that although inflation convergence became stronger after 2018, regional heterogeneity continues to play an important role in shaping provincial inflation dynamics and should therefore be taken into account in inflation analysis and policy design.

Keywords: Inflation Convergence, Provincial Inflation, Club Convergence, Consumer Price Index, Iran.

JEL Classification: E31; R11; C33; E52

Doi: 10.22034/eaai.2026.2090801.1080

Article history:

Receive Date: 6 June 2026

Revise Date: 10 August 2026

Accept Date: 11 August 2026



© The Author(s).

Citation: Balounejad Nouri, R., Kianpoor, S., & Eskandari, H. (2025). Regional Inflation Convergence in Iran: Heterogeneity, Club Formation, and Changing Inflation Dynamics. *Quarterly Journal Economic Analysis and Ideas*, 2 (6), 189-226.

روزبه بالونزادنوری^۱ (id)، سعید کیان‌پور^۲ (id)، حمید اسکندری^۳

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی (نویسنده مسئول). roozbeh_noury@yahoo.com

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. s_kianpoor@pnu.ac.ir

۳. کارشناس ارشد اقتصاد نظری، دانشگاه شهید بهشتی تهران، ایران. hamideskandari77@gmail.com

چکیده

در این پژوهش، هم‌گرایی تورم میان استان‌های ایران طی دوره فروردین ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۴۰۳ با استفاده از رویکرد هم‌گرایی باشگاهی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده بررسی شده است. به‌منظور ارزیابی تغییرات ساختار هم‌گرایی، دوره مطالعه به دو بازه ۱۳۹۱-۱۳۹۶ و ۱۳۹۷-۱۴۰۳ تقسیم شد. سال ۱۳۹۷ به‌عنوان نقطه شکست، با توجه به جهش نرخ ارز، بازگشت تحریم‌های بین‌المللی و تشدید بی‌ثباتی‌های تورمی انتخاب شد. نتایج نشان می‌دهد که در هر دو دوره، استان‌ها از الگوی هم‌گرایی تورمی تبعیت می‌کنند، اما ساختار این هم‌گرایی دستخوش تغییر شده است. در دوره نخست، استان‌ها در چند باشگاه هم‌گرا سازمان یافته‌اند، درحالی‌که در دوره دوم، بخش عمده‌ای از آن‌ها در یک باشگاه هم‌گرای غالب قرار گرفته‌اند. باوجوداین، تفاوت در سرعت و شدت تعدیل تورم میان استان‌ها نشان می‌دهد که انتقال و جذب تکانه‌های کلان اقتصادی در همه مناطق یکسان صورت نگرفته است. این یافته‌ها بیانگر آن است که اگرچه پس از سال ۱۳۹۷ هم‌گرایی تورمی تقویت شده، ناهمگنی‌های منطقه‌ای همچنان در پویایی‌های تورم استان‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای دارد و در تحلیل و سیاست‌گذاری تورمی باید مورد توجه قرار گیرد.

واژگان کلیدی: هم‌گرایی تورم، تورم استانی، هم‌گرایی باشگاهی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، ایران.



۱- مقدمه

ثبات تورم به عنوان یک هدف کلان اقتصادی، برای دستیابی به رفاه اقتصادی بلندمدت و تخصیص کارآمد منابع در هر کشوری ضروری است (بانک تسویه حساب‌های بین‌المللی^۱، ۲۰۲۴). نرخ‌های تورم بالا و نوسانات ناگهانی آن می‌تواند پیامدهای مخربی بر اقتصاد داشته باشد. از جمله این موارد می‌توان به کاهش قدرت خرید (منکیو^۲، ۲۰۱۸)، تحریف تصمیمات پس‌انداز (فلدستین^۳، ۱۹۸۳) و سرمایه‌گذاری خانوارها و بنگاه‌ها (بارو^۴، ۱۹۹۵)، همچنین تخصیص ناکارآمد منابع به دلیل تورش در قیمت‌های نسبی اشاره کرد. در واقع این رخداد می‌تواند باعث سردرگمی میان خانوارها و شرکت‌ها شود و بر تصمیم‌گیری‌ها و انگیزه سرمایه‌گذاری مولد آن‌ها تأثیر منفی بگذارد.

هم‌گرایی تورم به گرایش نرخ‌های تورم در مناطق، کشورها یا بخش‌های مختلف به سمت شباهت بیشتر در طول زمان اشاره دارد. در ادبیات نظری و تجربی، سازوکارهای متعددی برای تبیین این پدیده مطرح شده است (رونکاگلیا د کاروالهو و ریبیو^۵، ۲۰۱۸؛ کارانوسوس و همکاران^۶، ۲۰۱۶). از منظر سیاست‌گذاری، مطالعه هم‌گرایی قیمت‌ها، به‌ویژه نرخ تورم، در سطح منطقه‌ای از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. این تحلیل برای پیش‌بینی تأثیر سیاست‌های پولی بر تورم منطقه‌ای (اینچکارا و ایرنول^۷، ۲۰۲۳)، درک درجه یکپارچگی بازار بین مناطق مختلف و شناسایی تفاوت‌ها در ساختار عوامل تولید و بهره‌وری در هر منطقه ضروری است. این ویژگی‌های ساختاری برای تدوین استراتژی‌های توسعه اقتصادی منطقه‌ای حیاتی هستند.

نتایج مطالعات تجربی نشان می‌دهد که نادیده گرفتن هم‌گرایی منطقه‌ای تورم می‌تواند اثربخشی سیاست‌های پولی را کاهش دهد. برای نمونه، آگنیتا^۸ (۲۰۲۰) نشان می‌دهد قواعد سیاست پولی که تفاوت‌های منطقه‌ای را نادیده می‌گیرند، به‌ویژه در شرایط وجود ناهمگنی در سازوکار انتقال، ممکن است به زیان رفاهی منجر شوند؛ زیرا ساختار اقتصادی مناطق مختلف،

1. Bank for International Settlements
2. Mankiw
3. Feldstein
4. Barro
5. Roncaglia de Carvalho & Ribeiro
6. Karanasos et al.
7. İncekara & Erönel
8. Aginta

از جمله ترکیب بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات، واکنش متفاوتی به سیاست‌های پولی ایجاد می‌کند. علاوه بر این، تداوم تورم‌های منطقه‌ای غیر هم‌گرا می‌تواند نابرابری در قدرت خرید و سطح رفاه را تشدید کند (جاراول^۹، ۲۰۲۱) و پیامدهایی مانند مهاجرت داخلی، عدم تعادل در بازارهای کار منطقه‌ای و افزایش فشار بر خدمات عمومی را به همراه داشته باشد (ایپولیتا و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۷). این شواهد اهمیت بررسی توزیع و هم‌گرایی منطقه‌ای تورم را برجسته می‌کند.

کشور ایران طی دهه‌های اخیر با تورم مزمن و بالا مواجه بوده است که علاوه بر سطح ملی، در سطح استانی نیز تفاوت‌ها و نوسانات قابل توجهی را نشان می‌دهد. از این‌رو، شناخت الگوهای هم‌گرایی یا واگرایی تورم میان استان‌ها برای سیاست‌گذاری کلان اهمیت ویژه‌ای دارد. در صورت شکل‌گیری باشگاه‌های تورمی، اثربخشی رویکرد «یک سیاست برای همه» می‌تواند کاهش یابد.

در ایران سیاست پولی به صورت متمرکز اعمال می‌شود و ابزار مستقلى برای هدف‌گذاری منطقه‌ای تورم وجود ندارد. بنابراین، اهمیت شناسایی «باشگاه‌های تورمی»^{۱۱} بیش از آنکه به اجرای سیاست پولی منطقه‌ای مربوط باشد، به درک ناهمگنی در پویایی‌های تورمی استان‌ها و نحوه واکنش آن‌ها به تکانه‌های اقتصاد کلان بازمی‌گردد. تفاوت در ساختار تولید، وابستگی به واردات، سهم کالاهای قابل مبادله از واردات و درجه ادغام بازارها می‌تواند به الگوهای متفاوت تورمی منجر شود؛ از این‌رو، تحلیل هم‌گرایی تورم ابزاری برای شناسایی تفاوت‌های منطقه‌ای و ارزیابی آسیب‌پذیری استان‌ها در دوره‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان است.

با وجود مطالعات متعدد درباره هم‌گرایی تورم، بخش عمده این پژوهش‌ها بر کشورهای توسعه‌یافته و تحلیل‌های ملی متمرکز بوده‌اند و شواهد مربوط به هم‌گرایی منطقه‌ای، به ویژه در اقتصادهای در حال توسعه، همچنان محدود است. از این‌رو، پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده ۳۱ استان ایران و رویکرد هم‌گرایی باشگاهی فیلیپس و سول^{۱۲} (۲۰۰۷)، بررسی می‌کند که آیا تورم استان‌ها به یک مسیر مشترک هم‌گرا می‌شود یا در قالب باشگاه‌های هم‌گرایی با پویایی‌های متفاوت سازمان می‌یابد. پاسخ به این

9. Jaravel

10. Ippolito et al.

11. Inflation Clubs

12. Phillips & Sul

پرسش، علاوه بر توسعه ادبیات هم‌گرایی منطقه‌ای، برای شناخت ناهمگنی توری و ارزیابی میزان اثربخشی سیاست‌های کلان در مناطق مختلف نیز اهمیت دارد.

در این راستا، نوآوری پژوهش در سه بُعد قابل بیان است. نخست، از منظر موضوعی، مقاله برای نخستین بار پویایی هم‌گرایی تورم استانی ایران را با رویکرد هم‌گرایی باشگاهی و در چهارچوب دو رژیم اقتصاد کلان، قبل و بعد از تکانه ارزی ۱۳۹۷، بررسی می‌کند؛ دوم، از منظر روش‌شناختی، استفاده از الگوریتم فیلپس و سول (۲۰۰۷) امکان شناسایی باشگاه‌های هم‌گرا، ارزیابی پایداری درون‌باشگاهی و بررسی واگرایی بین‌باشگاهی را فراهم می‌سازد؛ رویکردی که در ادبیات داخلی کمتر به کار گرفته شده است؛ سوم، از منظر تجربی، پژوهش با ردیابی تغییر ترکیب و مسیر زمانی باشگاه‌های توری، شواهد جدیدی درباره تحول ساختار هم‌گرایی منطقه‌ای تورم در اقتصاد ایران ارائه می‌دهد.

براین اساس، ساختار مقاله به شرح زیر تنظیم شده است. در بخش دوم، مبانی نظری مرتبط با هم‌گرایی تورم ارائه می‌شود. بخش سوم پیشینه پژوهش و بخش چهارم به معرفی روش پژوهش، شامل معرفی مدل فیلپس و سول (۲۰۰۷) اختصاص دارد. در بخش پنجم یافته‌های پژوهش و در نهایت، بخش ششم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی می‌پردازد.

۲- ادبیات نظری

پدیده تورم و هم‌گرایی قیمت‌ها همواره از مهم‌ترین موضوعات اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری اقتصادی بوده‌اند، زیرا نوسانات تورم آثار گسترده‌ای بر ثبات اقتصادی، رفاه خانوارها و عملکرد اقتصاد دارد (فیشر^{۱۳}، ۱۹۹۳). اگرچه تورم پایین و قابل پیش‌بینی می‌تواند از فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری حمایت کند (بلانچارد^{۱۴}، ۲۰۲۰)، تورم‌های بالا و بی‌ثبات با کاهش قدرت خرید، افزایش نااطمینانی، افت سرمایه‌گذاری و رکود اقتصادی همراه هستند (بارو^{۱۵}، ۲۰۱۳). در چنین شرایطی، دولت‌ها برخی مواقع از ابزارهای کنترل قیمت برای مهار نوسانات بازار استفاده می‌کنند؛ تجربه تاریخی نشان می‌دهد این مداخلات، به‌ویژه در دوره‌های بحران و پس از جنگ، به‌طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته‌اند (روکوف^{۱۶}، ۱۹۸۴).

مفهوم هم‌گرایی قیمت‌ها و تورم، که ریشه در ادبیات هم‌گرایی رشد دارد (بارو و سالا-ای-

13. Fischer

14. Blanchard

15. Barro

16. Rockof

مارتین^{۱۷}، ۱۹۹۲)، به‌تدریج به حوزه‌هایی مانند بازارهای مالی، مسکن و تورم گسترش یافته است. بررسی هم‌گرایی تورم برای ارزیابی میزان یکپارچگی بازارها و اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی، به‌ویژه در اقتصادهای چندمنطقه‌ای، اهمیت زیادی دارد (بوستی و همکاران^{۱۸}، ۲۰۰۷). با این حال، مطالعات جدید نشان می‌دهند که هم‌گرایی معمولاً به‌صورت کامل رخ نمی‌دهد، بلکه اغلب در قالب هم‌گرایی باشگاهی ظاهر می‌شود؛ به‌گونه‌ای که گروه‌هایی از مناطق به مسیرهای تعادلی مشابه هم‌گرا می‌شوند، در حالی که میان باشگاه‌ها واگرایی باقی می‌ماند.

در اقتصادهای دارای ناهمگنی منطقه‌ای، تفاوت در ساختار تولید، وابستگی به واردات، ترکیب فعالیت‌های اقتصادی و میزان ادغام بازارها می‌تواند به مسیرهای متفاوت تورمی منجر شود (اینچکارا و ایرنول، ۲۰۲۳). علاوه بر این، تفاوت در شبکه‌های توزیع، هزینه‌های حمل‌ونقل، الگوی مصرف خانوار و سطح درآمد منطقه‌ای نیز بر سرعت تعدیل قیمت‌ها و پویایی‌های تورمی اثرگذار است (گارسیا - سینتادو و همکاران^{۱۹}، ۲۰۱۵). از این رو، شکل‌گیری باشگاه‌های تورمی را می‌توان بازتابی از ناهمگنی‌های ساختاری و اقتصادی میان مناطق مختلف دانست.

۲-۱- توسعه مفهومی و روش‌شناختی هم‌گرایی اقتصادی

مدل رشد نئوکلاسیک سولو^{۲۰} (۱۹۵۶) نقطه عطفی در ادبیات رشد اقتصادی محسوب می‌شود و چهارچوبی برای تحلیل پویایی بلندمدت اقتصادها ارائه می‌کند. بر اساس این مدل، اقتصادها علی‌رغم تفاوت در شرایط اولیه، در بلندمدت به سمت یک وضعیت تعادلی حرکت می‌کنند. این ایده، مبنای شکل‌گیری ادبیات گسترده هم‌گرایی اقتصادی شد و بعدها با تمایز میان هم‌گرایی بتا و هم‌گرایی سیگما توسط باروی و سالا-ای-مارتین (۱۹۹۲) توسعه یافت. هم‌گرایی بتای مطلق به این معناست که اقتصادهای با درآمد سرانه پایین‌تر، سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند رشد می‌کنند، در حالی که هم‌گرایی سیگما به کاهش پراکندگی درآمد سرانه میان اقتصادها در طول زمان اشاره دارد و تحقق آن به معنای کاهش نابرابری بین کشورهای است (دسلی و گلگاستیو^{۲۱}، ۲۰۲۰).

17. Barro & Sala-i-Martin

18. Buseti et al.

19. García-Cintado et al.

20. Solow

21. Desli & Gkoulgkoutsika

با این حال، شواهد تجربی فرضیه هم‌گرایی مطلق را به چالش کشید. تفاوت در فناوری، ترجیحات پس‌انداز، نرخ رشد جمعیت، کیفیت نهادها و سیاست‌های اقتصادی موجب شد اقتصادها به سطوح تعادلی متفاوتی هم‌گرا شوند (سیک و همکاران^{۲۲}، ۲۰۱۹؛ باگولدینوف و کادوچینکوا^{۲۳}، ۲۰۲۲). در نتیجه، مفهوم هم‌گرایی شرطی مطرح شد که بر اساس آن، هر اقتصاد متناسب با ویژگی‌های ساختاری خود به سمت وضعیت تعادلی ویژه‌ای حرکت می‌کند و تنها اقتصادهایی با شرایط ساختاری مشابه، مسیرهای رشد نزدیک‌تری را تجربه خواهند کرد. از این رو، آزمون هم‌گرایی شرطی مستلزم کنترل عواملی مانند نرخ پس‌انداز، رشد جمعیت، فناوری و کیفیت نهادهاست که سطح تعادلی اقتصادها را تعیین می‌کند.

با وجود این پیشرفت‌ها، از نیمه دوم دهه ۱۹۹۰ انتقادهای مهمی نسبت به رویکردهای متعارف هم‌گرایی مطرح شد. برنارد و دوروف^{۲۴} (۱۹۹۶) استدلال کردند که مقایسه‌های مقطعی به‌تنهایی قادر به توضیح پویایی‌های بلندمدت اقتصادها نیستند و هم‌گرایی باید بر اساس کاهش تدریجی شکاف میان اقتصادها در طول زمان ارزیابی شود. در همین راستا، پژوهش‌های بعدی هم‌گرایی را نه صرفاً بر مبنای شباهت مقطعی، بلکه بر اساس هم‌گرایی مسیرهای زمانی اقتصادها تعریف کردند (دسلی و گلگاستیو، ۲۰۲۰).

یکی دیگر از محدودیت‌های رویکردهای اولیه، وابستگی نتایج به انتخاب یک کشور مرجع بود. برای رفع این مشکل، پسران^{۲۵} (۲۰۰۷) رویکرد دوجه‌دو را پیشنهاد کرد که در آن هم‌گرایی از طریق مقایسه تمامی جفت‌های ممکن کشورها یا مناطق ارزیابی می‌شود. این روش تصویر دقیق‌تری از الگوهای هم‌گرایی و واگرایی ارائه می‌دهد و وابستگی نتایج به انتخاب یک واحد پایه را از بین می‌برد. اگرچه این رویکرد ابتدا برای مطالعه هم‌گرایی درآمد توسعه یافت، اما به‌تدریج در تحلیل سایر متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله سطح عمومی قیمت‌ها، نرخ تورم، نرخ‌های بهره و توسعه بازارهای مالی نیز به کار گرفته شد (یازگان و ایلمازکودای^{۲۶}، ۲۰۱۱؛ پورعبادالهان کویچ و همکاران، ۱۳۹۶).

22. Sick et al.

23. Bagautdinova & Kadochnikova

24. Bernard & Durlauf

25. Pesaran

26. Yazgan & Yilmazkuday

۲-۲- چهارچوب تحلیلی هم‌گرایی تورم منطقه‌ای

هم‌گرایی تورم میان مناطق جغرافیایی یا کشورهای مختلف، به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهم ادغام اقتصادی، هماهنگی پویایی‌های قیمتی و عملکرد بازارها شناخته می‌شود. این فرایند تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی، جمعیتی و جغرافیایی قرار دارد که می‌توانند سرعت و جهت هم‌گرایی را تغییر دهند (تی‌سافا و فونداس^{۲۷}، ۲۰۱۸)؛ یکی از مهم‌ترین این عوامل، تفاوت در نرخ رشد درآمد سرانه است. در این راستا و بر اساس فرضیه بالاسا-ساموئلسون^{۲۸} (۱۹۶۴)، تفاوت در رشد بهره‌وری میان بخش‌های قابل مبادله و غیر قابل مبادله می‌تواند به تفاوت‌های پایدار در سطح عمومی قیمت‌ها میان کشورها یا مناطق منجر شود. در این چهارچوب، افزایش بهره‌وری در بخش قابل مبادله که معمولاً شامل بخش صنعت است، سطح دستمزدها را در کل اقتصاد افزایش می‌دهد. از آنجاکه بهره‌وری در بخش غیر قابل مبادله، به‌ویژه خدمات، معمولاً با سرعت کمتری رشد می‌کند، این بخش قادر به جبران افزایش دستمزدها از محل رشد بهره‌وری نیست؛ در نتیجه، افزایش هزینه نیروی کار به رشد قیمت خدمات و سایر کالاهای غیر قابل مبادله منجر می‌شود. بنابراین، اقتصادهایی با رشد بهره‌وری و درآمد سرانه بالاتر، معمولاً سطح عمومی قیمت‌های بالاتری را تجربه می‌کنند و ناهمگنی در رشد بهره‌وری و درآمد می‌تواند زمینه‌ساز واگرایی پایدار قیمت‌ها باشد (شارما و شارما^{۲۹}، ۲۰۲۲).

عامل جمعیتی نیز در شکل‌گیری پویایی‌های تورمی نقش مهمی ایفا می‌کند. افزایش نرخ رشد جمعیت از یک‌سو با افزایش تقاضای کل برای کالاها و خدمات و از سوی دیگر با افزایش هزینه‌های تولید، به‌ویژه در بخش مسکن و زیرساخت‌ها، فشارهای تورمی ایجاد می‌کند. این آثار در بخش خدمات غیر قابل مبادله پایدارتر است، زیرا سازوکار آربیتراژ بین‌المللی در این بخش عمل نمی‌کند (کالافاتیلار و همکاران^{۳۰}، ۲۰۲۱)؛ ماخلیش و وایونینگ^{۳۱}، ۲۰۲۰).

فاصله جغرافیایی نیز به‌عنوان نمادی از هزینه‌های مبادله، نقش مهمی در هم‌گرایی قیمت‌ها دارد. این هزینه‌ها تنها به حمل‌ونقل محدود نمی‌شوند، بلکه هزینه‌های اطلاعاتی، بیمه، تعرفه‌های غیرگمرکی و ریسک‌های مرتبط با مبادله را نیز در بر می‌گیرند. بر اساس قانون

27. Tsafa & Fountas

28. Balassa-Samuelson hypothesis

29. Sharma & Sharma

30. Kalafatilar et al.

31. Mukhlis & Wahyuningsih

یک قیمت^{۳۲}، در صورت نبود هزینه‌های مبادله، قیمت یک کالای قابل مبادله در بازارهای مختلف باید یکسان باشد. با این حال، وجود هزینه‌های مبادله نوعی «نوار بی‌طرفی^{۳۳}» با دامنه «عدم آربیتراژ»^{۳۴} ایجاد می‌کند؛ به این معنا که تا زمانی که اختلاف قیمت میان دو منطقه کمتر از هزینه مبادله باشد، انگیزه‌ای برای آربیتراژ و تعدیل قیمت‌ها وجود نخواهد داشت (لیو و لی^{۳۵}، ۲۰۲۱). در نتیجه، بالا بودن هزینه‌های حمل‌ونقل و مبادله می‌تواند تداوم اختلاف قیمت‌ها و اختلال در فرایند هم‌گرایی را به همراه داشته باشد.

براین اساس، هم‌گرایی سطوح عمومی قیمت‌ها پدیده‌ای خودکار نیست، بلکه حاصل تعامل میان نیروهای بازار، تفاوت‌های ساختاری اقتصادها و موانع نهادی و جغرافیایی است. از این رو، تحلیل هم‌گرایی قیمت‌ها مستلزم توجه هم‌زمان به تفاوت‌های بهره‌وری، شرایط تقاضا و میزان ادغام بازارهاست و بخش عمده مطالعات تجربی این حوزه نیز بر آزمون قانون یک قیمت و شناسایی عوامل مؤثر بر سرعت هم‌گرایی قیمت‌ها متمرکز بوده‌اند.

۲-۳- دلالت‌های سیاستی هم‌گرایی باشگاهی^{۳۶}

نظریه هم‌گرایی باشگاهی به‌عنوان یکی از رویکردهای مهم در اقتصاد رشد، پاسخی به ناتوانی مدل نئوکلاسیک استاندارد در تبیین ماندگاری نابرابری بین‌المللی و قطبی‌شدگی توزیع جهانی درآمد ارائه می‌کند (بیولونوگلو و همکاران^{۳۷}، ۲۰۲۰). بر اساس این نظریه، اقتصادها لزوماً به یک تعادل جهانی واحد هم‌گرا نمی‌شوند، بلکه ممکن است در قالب چندین باشگاه هم‌گرایی با ویژگی‌های ساختاری یا نهادی مشابه سازمان یابند. اعضای هر باشگاه به یک سطح تعادلی مشترک درون باشگاهی نزدیک می‌شوند، درحالی‌که شکاف میان باشگاه‌های مختلف ممکن است تداوم یافته یا حتی در قالب تله‌های تعادلی چندگانه تشدید شود (اگینتا، ۲۰۲۱).

از منظر نظری، این دیدگاه ریشه در مدل‌های توسعه‌یافته نئوکلاسیک و رشد درون‌زا دارد. برای نمونه، مدل آزیاریس و دریزن (۱۹۹۰) نشان می‌دهد که سرمایه انسانی تنها پس از عبور از یک آستانه حداقلی می‌تواند زمینه هم‌گرایی اقتصادی را فراهم کند؛ زیرا در سطوح بالاتر سرمایه انسانی، ظرفیت جذب فناوری، افزایش بهره‌وری و انباشت دانش تقویت شده و

32. Law of One Price (LOP)

33. Band of Inaction

34. No-arbitrage band

35. Liu & Lee

36. Club Convergence

37. Beylunioğlu et al.

اقتصادهای عقب‌مانده سریع‌تر به اقتصادهای پیشرو نزدیک می‌شوند. در مقابل، پایین بودن سرمایه انسانی می‌تواند انتقال فناوری را محدود کرده و به تداوم شکاف‌های توسعه‌ای بینجامد (کوارلو و ویلیانی^{۳۸}، ۲۰۲۱).

۲-۴- دلالت‌های نظری برای پژوهش حاضر

مرور مبانی نظری نشان می‌دهد که نظریه‌های مختلف هم‌گرایی، اگرچه از منظرهای متفاوت به پویایی‌های بلندمدت اقتصاد می‌نگرند، اما همگی بر این نکته تأکید دارند که الگوهای هم‌گرایی تابع میزان شباهت یا ناهمگنی میان واحدهای مورد بررسی است. در چهارچوب نظریه رشد نئوکلاسیک، هم‌گرایی زمانی انتظار می‌رود که اقتصادها به سمت یک مسیر تعادلی مشترک حرکت کنند، درحالی‌که ادبیات هم‌گرایی شرطی و هم‌گرایی باشگاهی نشان می‌دهد وجود تفاوت‌های ساختاری می‌تواند به شکل‌گیری مسیرهای تعادلی متفاوت و در نتیجه تشکیل باشگاه‌های هم‌گرا منجر شود.

از سوی دیگر، نظریه بالاسا-ساموئلسون، قانون یک قیمت و ادبیات هزینه‌های مبادله بیان می‌کنند که تفاوت در بهره‌وری، میزان ادغام بازارها و هزینه‌های مبادله می‌تواند موجب تداوم تفاوت‌های قیمتی میان مناطق شود. بنابراین، از دیدگاه نظری انتظار نمی‌رود که در همه اقتصادهای چندمنطقه‌ای، تورم به یک مسیر هم‌گرایی واحد منتهی شود؛ بلکه در صورت وجود ناهمگنی‌های اقتصادی و فضایی، احتمال شکل‌گیری چندین مسیر هم‌گرایی یا حتی واگرایی بلندمدت وجود دارد.

این استدلال‌ها برای اقتصاد ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اگرچه تمامی استان‌ها تحت تأثیر سیاست پولی واحد، نظام ارزی مشترک و تکانه‌های کلان در سطح ملی قرار دارند، اما تفاوت در ویژگی‌های ساختاری، ظرفیت‌های اقتصادی، درجه یکپارچگی بازارها و نحوه انتقال تکانه‌های کلان می‌تواند موجب شود واکنش استان‌ها به این عوامل مشترک یکسان نباشد. در نتیجه، از منظر نظری نمی‌توان هم‌گرایی کامل تورم میان تمامی استان‌ها را مفروض دانست و احتمال شکل‌گیری باشگاه‌های تورمی با مسیرهای بلندمدت متفاوت نیز وجود دارد. بر اساس مبانی نظری، انتظار می‌رود در اقتصادهای دارای ناهمگنی ساختاری، هم‌گرایی تورم الزاماً به یک مسیر مشترک منتهی نشود، بلکه امکان شکل‌گیری چندین باشگاه هم‌گرایی با مسیرهای بلندمدت متفاوت وجود داشته باشد. از این رو، در مورد اقتصاد ایران نیز ترکیب این

باشگاه‌ها در مواجهه با تکانه‌های عمده اقتصاد کلان می‌تواند دستخوش تغییر شود.

۳- پیشینه پژوهش

با توجه به تنوع مطالعات انجام‌شده در زمینه هم‌گرایی تورم و سطح قیمت‌ها، پژوهش‌های پیشین را می‌توان در سه گروه اصلی شامل مطالعات بین‌کشوری، مطالعات منطقه‌ای و زیرملی، و مطالعات داخلی ایران طبقه‌بندی کرد. بخش مهمی از ادبیات تجربی به بررسی هم‌گرایی تورم در میان کشورها، به‌ویژه در اتحادیه‌های پولی و مناطق دارای یکپارچگی اقتصادی، اختصاص یافته است. این مطالعات عمدتاً به این پرسش پرداخته‌اند که آیا اقتصادهای مختلف در بلندمدت به مسیر مشترکی از تورم و سطح قیمت‌ها نزدیک می‌شوند یا خیر.

۳-۱- مطالعات خارجی

بروسکی و همکاران^{۳۹} (۲۰۲۵) رابطه میان هم‌گرایی اقتصادی و هم‌سویی تورم در کشورهای اتحادیه اروپا را بررسی کردند. نتایج نشان داد کشورهایی با سطح بالاتر تولید ناخالص داخلی سرانه، هم‌سویی تورمی بیشتری با منطقه یورو دارند. همچنین، رابطه میان هم‌گرایی واقعی و هم‌گرایی تورم غیرخطی بوده و نابرابری کمتر با هماهنگی بیشتر تورمی همراه است. با این حال، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که هم‌گرایی اقتصادی لزوماً به معنای هم‌گرایی کامل تورم نیست و تفاوت‌های تورمی می‌تواند حتی در میان اقتصادهای هم‌گرا نیز تداوم یابد.

کوئستاس و همکاران^{۴۰} (۲۰۱۶) در پژوهشی، تفاوت نرخ تورم هفت کشور اروپای مرکزی و شرقی را با منطقه یورو طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۵ بررسی کردند. این مطالعه با استفاده از روش ادغام کسری و آزمون هم‌گرایی بخشی فیلیپس و سول انجام شد. یافته‌ها نشان داد اگرچه در اغلب کشورها رفتار غیرخطی در تفاوت تورم مشاهده می‌شود، اما شواهد هم‌گرایی پایدار تنها برای برخی کشورها قابل تأیید است. با این حال، اکثر کشورها در بلندمدت به سمت یک وضعیت پایدار مشترک حرکت می‌کنند.

کیشور و سوزی^{۴۱} (۲۰۱۰) با هدف بررسی هم‌گرایی تورم در کشورهای عضو جامعه آفریقایی شرقی، رفتار تورمی این کشورها را در چهارچوب الزامات یکپارچگی پولی تحلیل کردند. نتایج نشان داد که هم‌گرایی کامل تورم میان کشورهای عضو مشاهده نمی‌شود و تفاوت‌های تورمی

39. Borowski et al.

40. Cuestas et al.

41. Kishor & Ssozi

همچنان پایدار باقی مانده است. این یافته نشان می‌دهد که حتی در شرایط تلاش برای هم‌گرایی پولی، ناهمگنی ساختاری اقتصادها می‌تواند مانع از هم‌گرایی کامل نرخ‌های تورم شود.

در کنار مطالعات بین‌کشوری، بخش دیگری از ادبیات بر بررسی هم‌گرایی تورم و سطح قیمت‌ها در سطح منطقه‌ای و زیرملی تمرکز داشته است. این مطالعات نشان می‌دهند که حتی در درون یک کشور و تحت سیاست پولی واحد، امکان شکل‌گیری رفتارهای تورمی ناهمگون و باشگاه‌های قیمتی متفاوت وجود دارد.

گوش و آجیت^{۴۲} (۲۰۲۵) در پژوهشی با هدف بررسی هم‌گرایی تورم و شکل‌گیری باشگاه‌های تورمی میان ایالت‌های هند طی دوره ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۳، از آزمون هم‌گرایی باشگاهی و روش GMM استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد پراکندگی تورم کاهش یافته و روند هم‌گرایی پس از اجرای رژیم هدف‌گذاری تورمی تقویت شده است. همچنین، نابرابری دستمزدها به‌عنوان یکی از موانع اصلی هم‌گرایی تورمی شناسایی شد.

ماخلیش و وایونینگ (۲۰۲۰) هم‌گرایی تورم در اندونزی را با رویکرد باشگاه‌های هم‌گرایی بررسی کرد. یافته‌ها نشان داد مناطق مختلف این کشور در قالب چند باشگاه تورمی متمایز سازمان یافته‌اند و تفاوت‌های ساختاری مناطق نقش مهمی در شکل‌گیری این باشگاه‌ها دارد. پورونو و همکاران^{۴۳} (۲۰۲۰) هم‌گرایی تورمی در ۸۲ شهر اندونزی را طی دوره ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد در این دوره، تورم شهری در اندونزی به سمت هم‌گرایی حرکت کرده است، اما سرعت هم‌گرایی در مناطق پرتراکم جاوا-بالی کمتر از سایر مناطق بوده است. این پژوهش همچنین نشان داد توسعه زیرساخت حمل‌ونقل و برنامه‌های کنترل تورم منطقه‌ای در تقویت هم‌گرایی نقش داشته‌اند.

آگینتا (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با هدف بررسی هم‌گرایی قیمت‌های منطقه‌ای در ۸۲ شهر اندونزی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و اجزای آن را تحلیل کرد. نتایج نشان داد هم‌گرایی کلی در CPI وجود ندارد و شهرها در قالب چهار باشگاه هم‌گرایی مجزا سازمان یافته‌اند. این مطالعه نشان داد اجزایی مانند مسکن، غذاهای فرآوری‌شده، حمل‌ونقل و سلامت در شکل‌گیری باشگاه‌های قیمتی نقش مهمی دارند.

گارسیا-سینتادو و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با هدف بررسی ویژگی‌های تورم منطقه‌ای

42. Ghosh & Ajit

43. Purwono et al.

و بخشی در اسپانیا، از روش PANIC برای تحلیل ۱۷ منطقه اسپانیا استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد نرخ تورم منطقه‌ای تحت تأثیر یک روند مشترک، شواهدی از هم‌گرایی را نشان می‌دهد؛ اما هم‌گرایی در گروه‌های کالایی، خدماتی و بخش‌های صنعتی ضعیف‌تر بوده و چندین روند مستقل مشاهده می‌شود.

۳-۲- مطالعات داخلی

بالونژادنوری و فرهنگ (۱۴۰۱) در پژوهشی با هدف بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران، از داده‌های شش‌ماهه دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹ و رویکرد رگرسیون غیر خطی $\log(t)$ استفاده کردند. نتایج نشان داد قیمت مسکن در برخی مراکز استان‌ها رفتار غیر هم‌گرا داشته، اما سایر استان‌ها در قالب باشگاه‌های هم‌گرایی سازمان یافته‌اند. این مطالعه از نظر روش‌شناختی اهمیت دارد، زیرا نشان می‌دهد رویکرد باشگاهی می‌تواند برای تحلیل تفاوت‌های قیمتی در سطح استانی ایران نیز کاربرد داشته باشد.

محمدی و همکاران (۱۳۹۹) با هدف بررسی هم‌گرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های ایران، از روش تحلیل باشگاهی طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ استفاده کردند. یافته‌ها نشان داد هم‌گرایی کلی سطح قیمت‌ها وجود ندارد و استان‌ها در چهار باشگاه مجزا قرار می‌گیرند که یکی از آن‌ها شامل تهران به‌عنوان باشگاه غیر هم‌گراست. این مطالعه نشان داد الگوی هم‌گرایی قیمت‌ها الزاماً با معیارهای جغرافیایی یا سطح توسعه استان‌ها منطبق نیست. در ادبیات داخلی نیز مطالعات متعددی به بررسی هم‌گرایی سطح قیمت‌ها، تورم و بازارهای منطقه‌ای در ایران پرداخته‌اند. این مطالعات عمدتاً بر رفتار شاخص قیمت مصرف‌کننده، تورم استانی و شکل‌گیری باشگاه‌های قیمتی متمرکز بوده‌اند.

پورعبادالهی و همکاران (۱۳۹۶) هم‌گرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران را با استفاده از رهیافت دوجه‌دوی پسران بررسی کردند. نتایج نشان داد فرضیه نبود هم‌گرایی سطح عمومی قیمت‌ها رد می‌شود. همچنین، اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه میان استان‌ها یکی از عوامل اثرگذار بر احتمال هم‌گرایی گزارش شد.

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که اگرچه ادبیات هم‌گرایی تورم در سطح کشورها و مناطق گسترش قابل توجهی یافته، اما بخش عمده این مطالعات بر هم‌گرایی در سطح ملی یا بین‌کشوری متمرکز بوده‌اند و تحلیل پویایی تورم در سطح زیرملی، به‌ویژه در کشورهای در حال

توسعه، همچنان محدود است. در ادبیات داخلی نیز، هرچند مطالعاتی درباره هم‌گرایی قیمت‌ها و تورم استانی انجام شده، اما کاربرد رویکرد هم‌گرایی باشگاهی فیلیپس و سول برای تحلیل پویایی تورم منطقه‌ای ایران هنوز محدود است. همچنین، تغییر ساختار باشگاه‌های تورمی در دوره‌های متفاوت اقتصاد کلان ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است. براین اساس، پژوهش حاضر تلاش می‌کند با استفاده از رویکرد هم‌گرایی باشگاهی، پویایی هم‌گرایی تورم استان‌های ایران را در یک دوره بلندمدت بررسی کند.

۴- روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور پاسخ به سؤال اصلی پژوهش از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده (منتشرشده توسط مرکز آمار ایران) به تفکیک استان‌های کشور در بازه زمانی ۱:۱۳۹۱-۱۲:۱۴۰۳ برای محاسبه نرخ تورم استفاده شده است.

در مطالعات تجربی پژوهشگران از رویکردهای مختلفی به‌منظور تجزیه و تحلیل انواع هم‌گرایی استفاده کرده‌اند که از آن جمله می‌توان به خانواده روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، روش آزمون ریشه واحد پانل و آزمون هم‌گرایی روش پانل پویا اشاره کرد. با این حال یکی از مشکلات مشترک روش‌های مذکور، وجود ناهمگنی در داده‌های مورد استفاده می‌باشد. در این میان، استفاده از الگوهای عاملی می‌تواند موجب ادغام رفتار کارگزاران ناهمگن در مدل‌سازی اقتصادسنجی گردد؛ هرچند این روش مزیتی بیش از روش آزمون ریشه واحد مرسوم ندارد. به‌منظور رفع چالش‌های فوق، سول و فیلیپس (۲۰۰۷) اقدام به معرفی روشی با عنوان هم‌گرایی نسبی کردند که امکان وجود ناهمگنی فردی بازارها یا مناطق مختلف را در داده‌ها فراهم می‌کند. علاوه بر این، در این روش نیازی به برقراری فرضیه ایستایی داده‌ها نیست (اریش درلی و پینار^{۴۴}، ۲۰۲۵). همچنین این روش بر مشکل اریب هم‌گرایی پارامترها و ناسازگاری، غلبه و هیچ فرض خاصی را در مورد ثبات روند یا عدم ایستایی تصادفی اعمال نمی‌کند. از این رو حتی اگر که همه مقاطع روند مشترکی نداشته باشند، امکان تحلیل حضور باشگاه‌های دارای هم‌گرایی را فراهم می‌کند (ویلار رودن و همکاران^{۴۵}، ۲۰۲۵).

براین اساس در پژوهش حاضر به‌منظور آزمون فرضیه هم‌گرایی نرخ تورم استان‌ها و بررسی پویایی‌های آن طی زمان از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. روش مذکور این

44. Eriş-Dereli & Pinar

45. Villar Roorden et al.

امکان را فراهم می‌کند تا بخش استان‌ها در مناطق مختلف در قالب یک باشگاه هم‌گرایی فراهم گردد. به بیان دیگر در این چهارچوب می‌توان حتی اگر برخی از استان‌ها (مناطق) در ابتدای دوره گذار و یا حتی نزدیک وضعیت تعادل یکنواخت باشند، پویایی‌های انتقالی نرخ تورم را مورد آزمون هم‌گرایی قرار داد.

مدل معرفی شده توسط فیلیپس و سول بر مبنای یک آزمون رگرسیون $\log t$ طراحی شده که در آن فرضیه هم‌گرایی بر اساس یک مدل غیر خطی عاملی وابسته به زمان آزمون است. در این چهارچوب داده‌های پانلی X_{it} به دو بخش زمان ($t=1, \dots, T$) و منطقه ($i=1, \dots, N$) تجزیه می‌شوند؛ به این صورت که:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (1)$$

در معادله ۱ متغیر g_{it} نشان‌دهنده مؤلفه پایدار^{۴۶} (دائمی) و a_{it} مؤلفه غیر پایدار^{۴۷} (گذرا) و t زمان می‌باشد. از آنجا که هر دو مؤلفه ممکن است حاوی یک عامل مشترک در مناطق مختلف باشند، از این‌رو رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر تبدیل کرد که بر اساس آن اجزای مشترک^{۴۸} و غیر سیستماتیک^{۴۹} مدل از هم جدا شده و به صورت غیر خطی تبدیل می‌گردد.

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (2)$$

در رابطه ۲، متغیر μ_t مؤلفه مشترک و δ_{it} مؤلفه اختصاصی انتقال وابسته به زمان است که فاصله نسبی یا انحراف رشد منطقه i ام از مسیر رشد مشترک (μ_t) را نشان می‌دهد. به طور مشخص در پژوهش حاضر μ_t نشان‌دهنده روند مشترک قیمت میان مناطق مختلف بوده و δ_{it} نشان‌دهنده سهم نسبی قیمت یک منطقه مشخص در اشتراک با روند قیمت کل مناطق می‌باشد. از این‌رو مهم‌ترین بخش از آزمون هم‌گرایی معرفی توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) تخمین δ_{it} است به نحوی که بتوان از آن برای تعیین هم‌گرایی باشگاهی استفاده کرد. برای این منظور لازم است μ_t ها از طریق میانگین داده‌های پانل به صورت زیر تغییر مقیاس داده شوند.

46. Permanent

47. Transitory

48. Common

49. Idiosyncratic

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N X_{it}} = \frac{\delta_{it} \mu_t}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \delta_{it} \mu_t} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (3)$$

در رابطه فوق، h_{it} ضریب انتقال نسبی بوده و میزان فاصله مسیر گذار منطقه i ام را نسبت به میانگین پانل در زمان t نشان می‌دهد. باین حال، از آنجا که مؤلفه بلندمدت $\theta_{it} = \delta_{it} \mu_t$ به صورت مستقیم قابل مشاهده نیست، در مرحله تجربی ابتدا روند بلندمدت هر منطقه برآورد شده و با $\hat{\theta}_{it}$ نمایش داده می‌شود. سپس ضرایب انتقال نسبی برآوردی به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\hat{h}_{it} = \frac{\hat{\theta}_{it}}{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N \hat{\theta}_{it}} \quad (4)$$

یکی از مراحل اصلی در آزمون هم‌گرایی باشگاهی، محاسبه نسبت واریانس میان مقاطع (مناطق) مختلف $\left(\frac{H_1}{H_t}\right)$ به صورت زیر می‌باشد:

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{h}_{it} - 1)^2 \quad (5)$$

فیلپس و سول (۲۰۰۷) اثبات کردند که فاصله گذار H_t دارای یک فرم محدود به صورت زیر است:

$$H_t \sim \frac{A}{L(t)^2 t^{2\alpha}}, \quad t \rightarrow \infty \quad (6)$$

در این رابطه A مقدار ثابت مثبت، $L(t)$ تابعی از t و α سرعت هم‌گرایی می‌باشد. در این چهارچوب به منظور آزمون فرضیه هم‌گرایی می‌توان از تخمین یک مدل رگرسیونی $\log t$ به صورت زیر استفاده کرد:

$$\text{Log} \left(\frac{H_1}{H_t} \right) - 2 \log L(t) = \hat{a} + \hat{b} \log t + \hat{c} (\log t)^2 + \hat{u}_t \quad (7)$$

در رگرسیون فوق فرضیه صفر به صورت زیر است:

$$H_0 : \delta_i = \delta, \alpha \geq 0 \quad (8)$$

در رابطه ۷، $L(t)=\log(t+1)$ در نظر گرفته می‌شود و $\hat{\alpha}$ عرض از مبدأ رگرسیون است. همچنین، ضریب متغیر $\log t$ به صورت $\hat{b}=2\hat{\alpha}$ تعریف می‌شود و مبنای آزمون فرضیه هم‌گرایی قرار می‌گیرد. در چهارچوب رویکرد فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، فرضیه صفر بیانگر وجود هم‌گرایی است و با استفاده از آماره $t_{\hat{b}}$ آزمون می‌شود. بر اساس مقدار بحرانی پیشنهادی این روش، در صورتی که $t_{\hat{b}} < -1.645$ باشد، فرضیه صفر هم‌گرایی در سطح پنج درصد رد می‌شود.

مطابق با توصیه فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، در برآورد آزمون $\log t$ بخشی از مشاهدات ابتدایی نمونه حذف شد تا اثر نوسانات گذار اولیه و رفتارهای کوتاه‌مدت بر فرایند هم‌گرایی کاهش یابد. در این پژوهش، مقدار $r=0.3$ ^{۵۰} انتخاب شد که یکی از مقادیر متداول و توصیه‌شده در ادبیات هم‌گرایی باشگاهی محسوب می‌شود. این انتخاب با هدف کاهش حساسیت نتایج به پویایی‌های ابتدایی سری‌ها و بهبود پایداری برآوردهای هم‌گرایی انجام شده است. افزون بر این، بررسی‌های حساسیت نشان داد که تغییرات محدود در مقدار r تأثیر معناداری بر ساختار کلی باشگاه‌بندی و نتایج اصلی پژوهش ندارد.

باید توجه داشت که رد فرضیه صفر هم‌گرایی در پانل در یک وضعیت کلی لزوماً به معنی نبود هم‌گرایی در زیر گروه‌های دیگر پانل نیست، زیرا امکان وجود تعادل‌های چندگانه وجود دارد (چرچیل و همکاران^{۵۱}، ۲۰۱۸) که براین اساس می‌توان از الگوریتم زیر به منظور شناسایی باشگاه‌های مختلف استفاده کرد. این الگوریتم باشگاه‌بندی بر اساس تخمین‌های پی در پی $\log t$ بوده و از پنج گام به صورت زیر تشکیل می‌گردد (تومال^{۵۲}، ۲۰۲۰):

مرحله ۱- مرتب‌سازی: مقاطع (مناطق) موجود با توجه به مقدار آخرین مشاهده به ترتیب کاهشی مرتب می‌شوند.

مرحله ۲- تشکیل گروه‌های هسته: برای این منظور رگرسیون $\log t$ برای k تعداد اول (بالاتر) واحدها $K(2 < K < N)$ اجرا و اگر $t_{\hat{b}} > -1/65$ یا $t_{\hat{b}} > 0$ برای t به ازای $k=2$ برقرار نشود، واحد اول کنار گذاشته شده و فرایند فوق مجدداً تکرار می‌شود. در این میان، اگر شرط مذکور برای هیچ یک از واحدها برقرار نباشد، تمام پانل واگرا می‌شود.

۵۰. پارامتر r (یا trim) نسبت اولیه مشاهدات زمانی است که مطابق پیشنهاد فیلیپس و سول (۲۰۰۷) از برآورد رگرسیون $\log-t$ کنار گذاشته می‌شود. بنابراین، رگرسیون بر روی بخش انتهایی نمونه زمانی اجرا می‌شود.

51. Churchill et al.

52. Tomal

مرحله ۳- غربال کردن داده‌ها برای عضویت در باشگاه: پس از شناسایی k^* به‌عنوان هسته گروه، به رگرسیون هر بار یک واحد اضافه و رگرسیون $\log t$ اجرا شود. اگر $t_0 > -1/65$ برای T یا $t_0 > 0$ باشد، منطقه جدید به گروه اصلی اضافه می‌شود.

مرحله ۴- قاعده بازگشت و توقف: برای سایر مناطقی که در مرحله ۳ در هیچ باشگاهی قرار نگرفته‌اند، به‌طور مجدد رگرسیون $\log-t$ اجرا می‌شود. اگر آماره t مربوط به ضریب برآورد شده t_0 از مقدار بحرانی $-1/65$ - بزرگ‌تر باشد ($t_0 > -1/65$)، آن مجموعه به‌عنوان باشگاه هم‌گرایی بعدی پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت، مراحل ۱ تا ۳ برای مناطق باقی‌مانده تکرار می‌شود تا بررسی شود که آیا می‌توان آن‌ها را به باشگاه‌های هم‌گرایی کوچک‌تر تقسیم کرد یا خیر. در نهایت، اگر هیچ باشگاه هم‌گرایی جدیدی تشکیل نشود، مناطق باقی‌مانده به‌عنوان گروه واگرا طبقه‌بندی می‌شوند.

مرحله ۵- ادغام باشگاه‌های اولیه: اگر رگرسیون $\log t$ مشترک باشگاه‌های اولیه برای باشگاه ۱ و ۲ اجرا و فرضیه هم‌گرایی برآورده شد، باشگاه‌ها ادغام می‌گردند. سپس رگرسیون $\log t$ مشترک برای باشگاه جدید و باشگاه اولیه و باشگاه ۳ اجرا خواهد شد. اگر باشگاه‌های اولیه ۱ و ۲ نتوانند ادغام شوند، رگرسیون $\log t$ مشترک با باشگاه‌های اولیه ۲ و ۳ انجام می‌گیرد. این روند تا زمانی ادامه می‌یابد که هیچ باشگاهی ادغام نشود.

در اجرای این الگوریتم، امکان شناسایی واحدهای واگرا نیز به‌صورت صریح در نظر گرفته شده است؛ به این معنا که استان‌هایی که پس از تشکیل باشگاه‌های اولیه و اجرای مراحل بازگشت و ادغام، معیار آماری لازم برای عضویت در هیچ‌یک از باشگاه‌های هم‌گرا را نداشتند، می‌توانستند به‌عنوان واحد واگرا طبقه‌بندی شوند. بنابراین، عضویت استان‌ها در باشگاه‌ها بر اساس پذیرش آماری هم‌گرایی در هر مرحله انجام شده و هیچ استانی به‌صورت پیشینی یا اجباری در باشگاه‌های هم‌گرا قرار داده نشده است.

۵- یافته‌های پژوهش

نتایج تحلیل توصیفی داده‌های مربوط به نرخ تورم ماهانه استان‌های ایران^{۵۳} (جدول پیوست) نشان می‌دهد که میانگین نرخ تورم ماهانه در سطح کشور برابر با $2/18$ درصد بوده و دامنه تغییرات آن بین $2/07$ تا $2/35$ درصد متغیر است. این یافته بیانگر آن است که اختلاف

۵۳. منظور از تورم در این پژوهش، نرخ تورم ماهانه (درصد تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به ماه قبل) است.

میانگین نرخ تورم بین استان‌ها نسبتاً محدود بوده و در کل، ساختار تورمی کشور از منظر مکانی از هم‌گرایی نسبی برخوردار است. در عین حال، انحراف معیار $۰/۱۲۶$ درصدی میانگین تورم ماهانه نشان می‌دهد که پراکندگی نرخ تورم بین استان‌ها پایین است و نوسانات عمدتاً در چهارچوبی مشابه تجربه می‌شوند.

از سوی دیگر، بررسی مقادیر حدی متغیرها حاکی از وجود تورم‌های به‌ندرت بالا در برخی ماه‌ها است؛ به‌گونه‌ای که بیشترین نرخ تورم ماهانه ثبت‌شده در سطح استانی $۲۳/۶۱$ درصد (در اصفهان سال ۱۴۰۱) و کمترین مقدار آن $۱۸/۸۷$ درصد (در خراسان رضوی ۱۳۹۷) بوده است. همچنین، حداقل مقادیر ثبت‌شده (ماه‌هایی با کاهش قیمت‌ها) میانگین حدود $۱/۳$ درصد منفی داشته و در برخی استان‌ها مانند آذربایجان شرقی تا $۴/۹۲$ درصد کاهش نیز مشاهده شده است.

تحلیل ضرایب چولگی و کشیدگی بیانگر رفتار آماری خاص داده‌ها است. مقدار چولگی برابر با $۴/۲۴$ نشان‌دهنده توزیع بسیار راست‌چوله تورم ماهانه در میان استان‌هاست؛ به این معنا که وقوع مقادیر بالا (تورم‌های شدید) نسبت به مقادیر پایین فراوانی بیشتری دارد. افزون بر آن، مقدار کشیدگی بسیار زیاد نشان‌دهنده وجود قله‌های تیز و مقادیر پرت قابل توجه در توزیع داده‌ها است که حاکی از تکانه‌های قیمتی شدید و ناپایداری‌های مقطعی در رفتار تورمی مناطق مختلف است.

به‌طور کلی، آمارهای توصیفی نشان می‌دهد که هرچند میانگین تورم ماهانه استان‌ها تفاوت محدودی دارد، توزیع تورم دارای چولگی مثبت و کشیدگی بالا است. این الگوی بیانگر آن است که رفتار تورمی استان‌ها علاوه بر روندهای مشترک، تحت تأثیر نوسانات مقطعی و مقادیر پرت نیز قرار دارد. بنابراین، استفاده از رویکردی پویا برای بررسی هم‌گرایی تورم می‌تواند تصویر دقیق‌تری از مسیرهای تعدیل تورمی استان‌ها ارائه دهد.

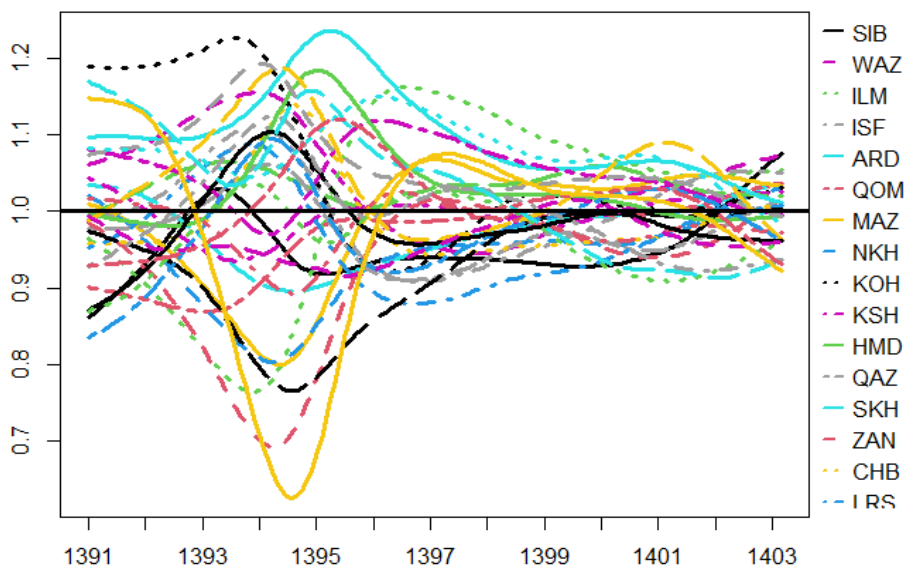
برای پاسخ به سؤال اصلی پژوهش یعنی آیا تورم در استان‌های ایران از الگوی هم‌گرایی باشگاهی پیروی می‌کند یا خیر، در گام نخست با استفاده از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و آزمون هم‌گرایی $\log-t$ تلاش شد الگوی هم‌گرایی نرخ تورم در میان استان‌های ایران طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۴۰۳ (بر اساس داده‌های ماهانه) شناسایی گردد. نتایج حاصل از این آزمون نشان داد که تمامی ۳۱ استان کشور در قالب یک باشگاه هم‌گرا طبقه‌بندی شدند و هیچ‌یک از استان‌ها معیار آماری لازم برای شناسایی به‌عنوان واحد واگرا را

نشان ندادند. این نتیجه بیانگر آن است که اگرچه شدت و مسیر نوسانات تورمی میان استان‌ها یکسان نبوده، اما تفاوت‌ها به اندازه‌ای نبوده است که به شکل‌گیری مسیرهای کاملاً منفصل تورمی منجر شود. برآورد پارامتر β در این مرحله برابر با $۱/۵۴۳$ بود که بیانگر شدت و سرعت هم‌گرایی به نسبت بالایی در میان استان‌ها است. مقدار آماره t نیز برابر با $۵۲/۵۷۵$ و خطای استاندارد $۰/۰۲۹$ گزارش شد. این مقادیر از لحاظ آماری بسیار معنادار بوده و به‌وضوح فرضیه صفر عدم هم‌گرایی را رد می‌کنند. همچنین مقدار آستانه بحرانی آزمون در این مرحله صفر گزارش شده است که به معنای تأیید هم‌گرایی کامل در میان واحدهای مورد بررسی است.

در مرحله دوم، الگوریتم ادغام باشگاه‌ها به‌منظور ارزیابی پایداری ساختار هم‌گرایی و شناسایی امکان وجود باشگاه‌های هم‌پوشان یا قابل ادغام اجرا گردید. باین‌حال، نتایج حاصل به‌طور کامل همان ساختار مرحله اول را تأیید کردند که در آن همچنان فقط یک باشگاه هم‌گرا متشکل از تمام استان‌ها شناسایی شد و هیچ تغییری در ساختار باشگاه‌بندی ایجاد نگردید. این تکرار نتایج در هر دو مرحله نشان‌دهنده انسجام ساختاری بالای نرخ تورم در سطح منطقه‌ای است. پایداری نتایج در هر دو مرحله گواهی بر آن است که در بازه زمانی بررسی، نرخ تورم در سطح استان‌های کشور نه‌تنها به یک مسیر بلندمدت مشترک تمایل دارد، بلکه هیچ دسته‌بندی منطقه‌ای یا شکاف ساختاری مهمی در رفتار تورمی استان‌ها در بازه زمانی مذکور مشاهده نمی‌شود.

به‌منظور بررسی دقیق‌تر پویایی رفتار استان‌ها در مسیر هم‌گرایی، نمودار مسیرهای انتقال نسبی برای تمامی ۳۱ استان در باشگاه هم‌گرا ترسیم گردید (نمودار ۱). در این نمودار، محور افقی نشان‌دهنده زمان (۱۳۹۱ تا ۱۴۰۳) و محور عمودی بیانگر نسبت مسیر انتقال هر استان به میانگین باشگاه است. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود، در آغاز دوره، برخی استان‌ها نسبت به میانگین باشگاه دارای انحراف مثبت یا منفی قابل توجهی بوده‌اند. برای نمونه، برخی استان‌ها نظیر مازندران، گلستان یا کهگیلویه و بویراحمد در مقاطعی بالاتر یا پایین‌تر از مقدار تعادلی قرار داشته‌اند. اما به مرور زمان، همگی استان‌ها به سمت مقدار ۱ (میانگین باشگاه) هم‌گرا شده‌اند که نشانه روشنی از پویایی هم‌گرایی در بلندمدت است.

نمودار (۱): مسیر هم‌گرایی نرخ تورم در استان‌ها ۱۳۹۱-۱۴۰۳



منبع: یافته‌های پژوهش

وجود نوسانات کوتاه‌مدت در مسیرهای نسبی نشان می‌دهد که هرچند عواملی مانند تفاوت در ساختار اقتصادی استان‌ها، ناهمگنی در الگوهای مصرف، تفاوت در هزینه‌های حمل‌ونقل و مبادله و تفاوت در شرایط منطقه‌ای می‌توانند در مقاطع زمانی مشخص موجب واگرایی موقتی شوند؛ اما در بلندمدت، کاهش تفاوت‌ها و نزدیک‌تر شدن رفتار تورمی استان‌ها به یک مسیر مشترک مشاهده می‌شود. این الگو می‌تواند با یکپارچگی بازارها و اعمال سیاست پولی واحد در سطح ملی، سازگاری داشته باشد (هرچند پژوهش حاضر اثر این عوامل را به‌طور مستقیم آزمون نمی‌کند).

اگرچه در تحلیل اولیه بر کل دوره زمانی (۱۳۹۱ تا ۱۴۰۳) تنها یک باشگاه هم‌گرا میان تمام استان‌ها شناسایی شد، بررسی نمودار مسیرهای انتقال نسبی نشان داد که رفتار برخی استان‌ها در میانه دوره دچار تغییرات آشکاری شده است. این مشاهدات اولیه، پژوهش را به سمت بررسی عمیق‌تر و مقایسه‌ای سوق داد.

در نهایت، به‌منظور بررسی استحکام نتایج، سه تحلیل حساسیت انجام شد. نخست، حساسیت نتایج نسبت به انتخاب پارامتر حذف اولیه^{۵۴} (t) با مقادیر ۲۰، ۲۵، ۳۰،

۳۳/۰ و ۴۰/۰ برای دوره اصلی بررسی شد؛ دوم، همین تحلیل برای زیردوره‌های قبل و بعد از سال ۱۳۹۷ نیز تکرار گردید تا پایداری نتایج در نمونه‌های کوتاه‌تر ارزیابی شود؛ سوم، به‌منظور بررسی حساسیت نتایج نسبت به انتخاب سال تفکیک، تحلیل‌ها با نقاط شکست جایگزین (۱۳۹۶ و ۱۳۹۸) و با ثابت نگه داشتن مقدار پارامتر حذف اولیه مجدداً انجام شد.

نتایج تحلیل حساسیت نسبت به پارامتر حذف اولیه نشان داد که با تغییر مقدار r ، ساختار کلی باشگاه‌بندی دچار تغییر اساسی نمی‌شود و الگوی اصلی نتایج حفظ می‌گردد. به بیان دیگر، یافته‌ها نسبت به انتخاب مقادیر متعارف پارامتر حذف اولیه از پایداری مناسبی برخوردارند. افزون بر این، از آنجاکه سال ۱۳۹۷ در پژوهش حاضر بر اساس رخدادهای اقتصادی و سیاسی مهم، از جمله جهش نرخ ارز، بازگشت تحریم‌ها و تشدید بی‌ثباتی‌های اقتصاد کلان انتخاب شده است، تحلیل مکملی نیز با نقاط تفکیک جایگزین ۱۳۹۶ و ۱۳۹۸ انجام شد. نتایج این تحلیل نشان داد که اگرچه با تغییر سال تفکیک، تعداد و ترکیب برخی باشگاه‌های هم‌گرایی به‌صورت محدود تغییر می‌کند، اما نتیجه اصلی پژوهش مبنی بر ناهمگنی بیشتر الگوی هم‌گرایی تورم در دوره پیش از تکانه ارزی و شکل‌گیری هم‌گرایی متمرکزتر در دوره پس از آن حفظ می‌شود. بنابراین، نتایج اصلی پژوهش نه‌تنها نسبت به انتخاب پارامتر حذف اولیه، بلکه نسبت به تغییرات معقول در سال تفکیک زمانی نیز از استحکام مناسبی برخوردار است. از منظر اقتصادی، سال ۱۳۹۷ نقطه عطفی در تحولات کلان اقتصاد ایران محسوب می‌شود. از ابتدای این سال، هم‌زمان با جهش شدید نرخ ارز، بازگشت تحریم‌ها و افزایش بی‌ثباتی‌های اقتصاد کلان، نرخ تورم روندی فزاینده پیدا کرد. این تحولات آثار گسترده‌ای بر قیمت کالاها و خدمات، ساختار بازارها، توزیع درآمد و الگوی هزینه‌کرد خانوارها در سطح کشور بر جای گذاشت. از این‌رو، برای تحلیل دقیق‌تر پویایی هم‌گرایی نرخ تورم استانی و بررسی امکان تغییر رفتار آن در طول زمان، دوره زمانی پژوهش به دو بازه متمایز شامل دوره نخست از فروردین ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۳۹۶ و دوره دوم از فروردین ۱۳۹۷ تا اسفند ۱۴۰۳ تقسیم شد. هدف از این تقسیم‌بندی، بررسی تغییرپذیری یا پایداری الگوی هم‌گرایی در دو وضعیت متفاوت اقتصاد کلان کشور است.

۵-۱- بررسی هم‌گرایی در بازه زمانی اول (۱۳۹۱-۱۳۹۶)

در بازه اول، نتایج آزمون هم‌گرایی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) منجر به شناسایی دو باشگاه هم‌گرا

در میان استان‌های کشور شد. باشگاه اول (نمودار ۲a) شامل استان‌های هرمزگان، ایلام، خراسان جنوبی، کردستان، گلستان، یزد، کرمانشاه و کهگیلویه و بویراحمد بود. باشگاه دوم (نمودار ۲b) متشکل از ۲۳ استان دیگر کشور بود. هیچ کدام از استان‌ها در گروه واگرا قرار نگرفتند. مقدار β برآورد شده برای باشگاه اول برابر با 0.97 و برای باشگاه دوم برابر با 0.354 بود. با وجود منفی بودن این ضرایب، اندازه آماره‌های t (حدود $1/3$ و $1/4$) و مقادیر p (در حدود سطح ۱۰ درصد) بیانگر ضعف نسبی در شدت این هم‌گرایی در هر دو باشگاه است. باید توجه داشت که در چهارچوب روش فیلیپس و سول، ضریب β بیانگر شدت هم‌گرایی در هر باشگاه است و نباید به‌عنوان شاخصی از سرعت تعدیل تورم تفسیر شود. از این‌رو، تفاوت مقادیر این ضریب میان باشگاه‌ها تنها نشان‌دهنده تفاوت در شدت هم‌گرایی اعضای آن‌ها است.

تحلیل مسیرهای انتقال نسبی استان‌ها در درون هر باشگاه نیز این یافته آماری را تأیید می‌کند. در باشگاه اول، بخش عمده‌ای از استان‌ها روندی صعودی در مسیر نسبی تورم را طی می‌کنند و در پایان دوره، نرخ تورم نسبی آن‌ها بالاتر از سطح پایه قرار می‌گیرد (نمودار ۲a). به‌ویژه استان‌هایی مانند هرمزگان، کردستان، گلستان و ایلام رشد پُرشتاب‌تر را نشان می‌دهند. در مقابل، در باشگاه دوم رفتار اغلب استان‌ها حول محور میانگین نوسان دارد، ولی بخش قابل توجهی از آن‌ها، به‌ویژه استان‌هایی نظیر تهران، خراسان شمالی، قم و قزوین، روندی نزولی و هم‌گرا نسبت به مقدار پایه را تجربه می‌کنند. این تفاوت رفتاری در درون باشگاه‌ها، حکایت از پویایی‌های متفاوت تورمی میان دو گروه دارد (نمودار ۲b).

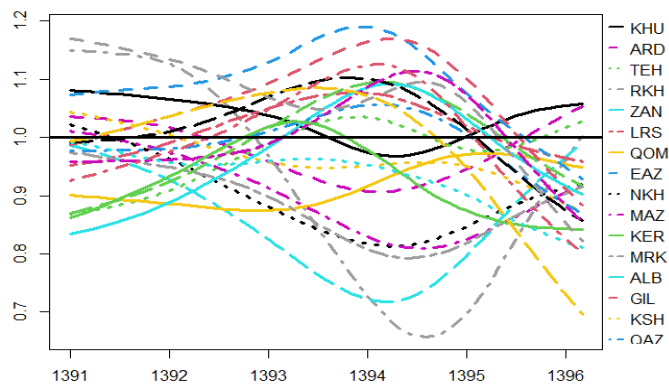
مهم‌تر آنکه، تحلیل مسیر میانگین انتقال نسبی دو باشگاه (نمودار ۲c) نشان‌دهنده واگرایی فزاینده در سطح بین‌باشگاهی است. در ابتدای دوره، میانگین هر دو باشگاه به مقدار پایه نزدیک است، اما از حدود سال ۱۳۹۴ به بعد، مسیر میانگین باشگاه اول روندی صعودی و متمایز را در پیش گرفته و تا پایان سال ۱۳۹۶ به سطحی بالاتر از $1/2$ می‌رسد. این در حالی است که مسیر میانگین باشگاه دوم وارد روندی نزولی شده و به کمتر از مقدار پایه کاهش می‌یابد. این الگو نشان می‌دهد که اگرچه درون هر باشگاه نوعی هم‌گرایی نسبی وجود داشته، اما شکاف تورمی میان دو گروه استان‌ها به تدریج افزایش یافته است.

به نظر می‌رسد این واگرایی را بتوان در چهارچوب تحولات اقتصاد کلان و اقتصاد سیاسی نیمه دوم دهه ۱۳۹۰ تفسیر کرد. از یک‌سو، پس از اجرای برجام در سال ۱۳۹۴، بهبود

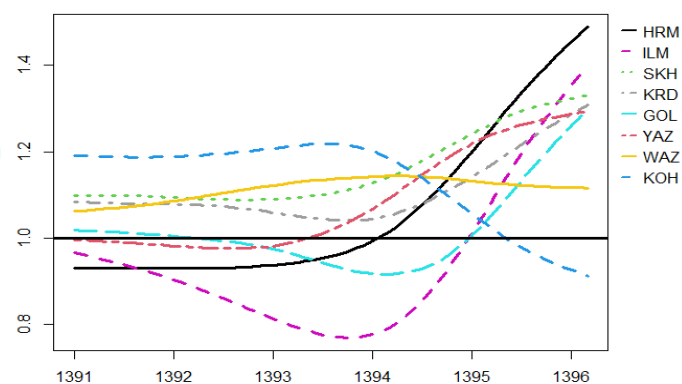
نسبی روابط خارجی، افزایش صادرات نفت و کاهش موقت نااطمینانی‌های اقتصاد کلان، آثار نامتقارنی بر استان‌ها بر جای گذاشت. استان‌های برخوردارتر، صنعتی‌تر و دارای پیوند قوی‌تر با تجارت و خدمات، سریع‌تر تحت تأثیر افزایش نقدینگی، رشد تقاضا و تحرک بازارها قرار گرفتند. در حالی که برخی استان‌های کمتر توسعه‌یافته یا متکی به بخش‌های سنتی‌تر اقتصاد، واکنش تورمی محدودتری داشتند. از سوی دیگر، افزایش تدریجی نااطمینانی سیاسی از سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶، تشدید انتظارات تورمی، نوسانات بازار ارز و تغییر رفتار سرمایه‌گذاری نیز می‌توانست آثار متفاوتی بر ساختار قیمتی استان‌ها داشته باشد. در چنین شرایطی، تفاوت در ساختار اقتصادی، درجه ادغام بازارها، سهم خدمات و مسکن در اقتصاد منطقه‌ای و شدت وابستگی به کالاهای وارداتی می‌تواند موجب شود برخی استان‌ها با سرعت بیشتری وارد مسیرهای تورمی بالاتر شوند. بنابراین، واگرایی مشاهده‌شده در این دوره را می‌توان بازتابی از اثرگذاری نامتقارن تکانه‌های سیاسی و اقتصاد کلان بر ساختار منطقه‌ای تورم در ایران دانست.

نمودار (۲): مسیرهای انتقال نسبی در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۶

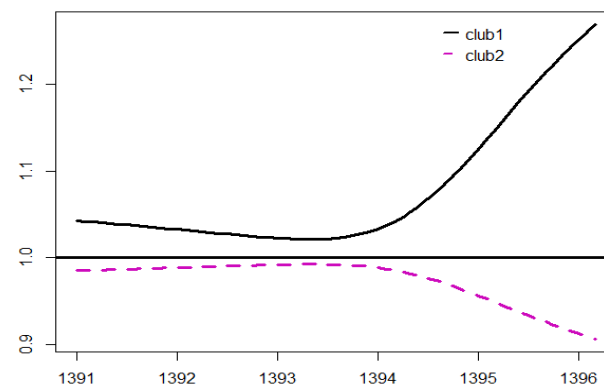
۲a: باشگاه ۱



۲b: باشگاه ۲



۲c: میانگین مسیر انتقال



منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- بررسی هم‌گرایی در باز زمانی دوم (۱۳۹۷-۱۴۰۳)

در ادامه تحلیل پویایی نرخ تورم استانی و به‌منظور بررسی تأثیر تحولات اقتصاد کلان پس از سال ۱۳۹۷، دوره دوم پژوهش شامل بازه فروردین ۱۳۹۷ تا اسفند ۱۴۰۳ مورد بررسی قرار گرفت. این دوره با جهش شدید نرخ ارز، بازگشت تحریم‌های خارجی، افزایش نااطمینانی‌های سیاسی و نوسانات گسترده در بازارهای دارایی و کالا هم‌زمان بوده است. هدف اصلی تحلیل در این بخش آن است که مشخص شود آیا الگوی هم‌گرایی تورم استانی پس از وقوع این تکان‌ها دچار تغییر شده یا همچنان از ساختار مشابه دوره نخست پیروی می‌کند.

نتایج حاصل از اجرای الگوریتم پژوهش نشان داد که ساختار هم‌گرایی تورم استان‌ها همچنان در قالب دو باشگاه پایدار باقی مانده است. با این تفاوت که باشگاه اول شامل بیست‌ونه استان و باشگاه دوم متشکل از دو استان فارس و بوشهر است و هیچ استانی معیار آماری لازم برای طبقه‌بندی به‌عنوان واحد واگرا را نشان نداد. این نتیجه نشان می‌دهد که اگرچه پویایی‌های تورمی استان‌ها به‌طور کامل یکنواخت نبوده، با این حال تفاوت‌ها به‌اندازه‌ای نبوده است که به شکل‌گیری مسیرهای کاملاً منفصل تورمی منجر شود. در واقع، ناهمگنی‌های منطقه‌ای به‌جای واحدهای واگرا، بیشتر در قالب باشگاه‌های متفاوت هم‌گرایی ظاهر شده‌اند. در این راستا نتایج مقدار برآوردی β برای باشگاه اول برابر با $0/05$ - به دست آمد که از نظر آماری در آستانه معناداری قرار دارد و بیانگر وجود هم‌گرایی ضعیف اما قابل قبول میان اعضای این باشگاه است. ضعیف‌تر شدن شدت هم‌گرایی نسبت به دوره نخست، با وجود تکان مشترک ارزی در سطح ملی، نشان می‌دهد که انتقال آثار جهش نرخ ارز و تورم به استان‌ها یکسان نبوده است. به نظر می‌رسد تفاوت در ساختار اقتصادی استان‌ها، درجه وابستگی به کالاهای وارداتی، سهم بخش خدمات و مسکن، شدت ادغام با بازارهای تجاری و همچنین تفاوت در انتظارات تورمی و رفتارهای سفته‌بازانه موجب شده است واکنش استان‌ها به تکان‌های کلان با شدت متفاوتی صورت گیرد. در نتیجه، اگرچه منشأ تکان‌ها در سطح ملی مشترک بوده، اما اثرگذاری نامتقارن آن‌ها بر اقتصاد مناطق مختلف موجب تضعیف شدت هم‌گرایی تورمی در دوره دوم شده است.

در مقابل، ضریب β برای باشگاه دوم بسیار بالا و معادل $4/59$ به دست آمد. مقدار بالای آماره t (برابر با $9/76$) و سطح بالای معناداری آماری آن، نشان می‌دهد استان‌های فارس و بوشهر مسیر تورمی متفاوت و هم‌گرایی نسبت به سایر استان‌ها داشته‌اند. این تفاوت نشان

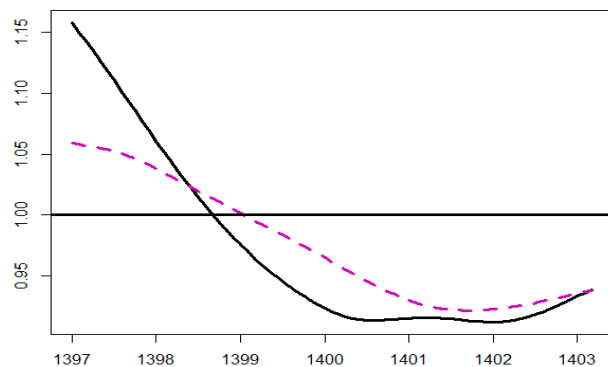
می‌دهد که مسیر تعدیل تورم در استان‌های فارس و بوشهر با سایر استان‌ها متفاوت بوده است. با این حال، پژوهش حاضر درباره عوامل اقتصادی یا نهادی ایجادکننده این تفاوت نتیجه‌گیری علی‌ارائه نمی‌کند و شناسایی این عوامل نیازمند پژوهش‌های تکمیلی با استفاده از متغیرهای ساختاری است.

مشاهده مسیرهای انتقال نسبی استان‌ها در باشگاه اول (نمودار ۳a) نشان می‌دهد که اکثر استان‌ها در طول دوره، نوساناتی محدود حول سطح تعادلی را تجربه کرده‌اند. برخی استان‌ها از جمله خراسان جنوبی، خراسان شمالی و لرستان گرایش به باقی ماندن در زیر سطح پایه دارند، در حالی که برخی دیگر مانند کرمانشاه و کردستان در پایان دوره اندکی بالاتر از مقدار تعادلی قرار گرفته‌اند. این روند بیانگر حفظ ثبات نسبی در ساختار تورمی استان‌ها و وجود نوعی هم‌گرایی ضعیف درون‌باشگاهی است. در باشگاه دوم (نمودار ۳b) که فقط شامل فارس و بوشهر است، مسیر انتقال نسبی با سطحی بسیار بالا آغاز می‌شود، اما به تدریج با یک روند نزولی آشکار به سمت مقدار پایه باز می‌گردد. این رفتار نشان می‌دهد که علی‌رغم تفاوت شدید سطح تورم نسبی در ابتدای دوره، این دو استان نیز در مسیر اصلاح قرار گرفته‌اند و به سمت میانگین ملی حرکت کرده‌اند.

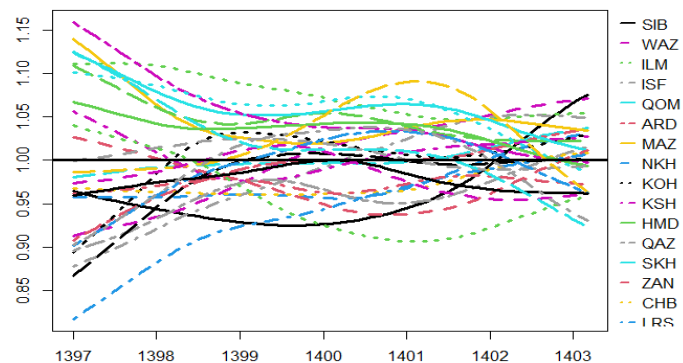
مهم‌ترین شواهد برای تحلیل کیفیت هم‌گرایی بین باشگاه‌ها از بررسی نمودار مسیر میانگین دو باشگاه (نمودار ۳c) قابل استخراج است. در این نمودار، میانگین مسیر باشگاه اول در کل دوره تغییرات ناچیزی دارد و تقریباً در نزدیکی مقدار پایه باقی می‌ماند. در مقابل، میانگین باشگاه دوم که در آغاز دوره به‌طور چشمگیری بالاتر از سطح یک قرار دارد، در طی زمان به شکل منظم و با شیبی نسبتاً یکنواخت کاهش یافته و تا پایان دوره به مقدار پایه نزدیک می‌شود. این روند برخلاف دوره پیشین، حاکی از کاهش تدریجی شکاف میانگین باشگاه‌ها و شکل‌گیری هم‌گرایی بین‌باشگاهی است. به عبارت دیگر، اگرچه باشگاه اولیه وجود تفاوت در سطح و مسیر تورم میان گروه‌ها را نشان می‌دهد، اما تحلیل دینامیک مسیر میانگین‌ها گویای آن است که رفتار کلی سیستم در جهت کاهش واگرایی حرکت کرده است. این پدیده را می‌توان ناشی از اثرات تعدیل ساختاری، تحولات ارزی، سیاست‌های انقباضی بانک مرکزی یا کاهش شکاف‌های منطقه‌ای در ساختار هزینه‌های خانوار تلقی کرد. به‌طور کلی، یافته‌های این دوره حکایت از آن دارد که در مقایسه با دوره پیشین، هم‌گرایی منطقه‌ای نرخ تورم در سطح باشگاه‌ها تقویت شده و رفتارهای تورمی در سطح کلان از انسجام بیشتری برخوردار شده‌اند.

نمودار (۳): مسیرهای انتقال نسبی در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۴۰۳

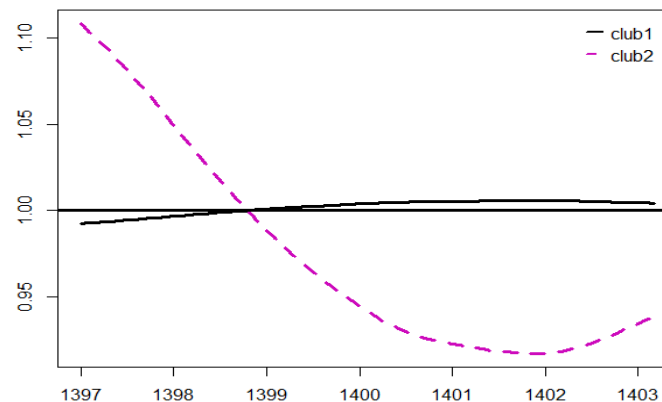
۳b: باشگاه ۲



۳a: باشگاه ۱



۳c: میانگین مسیر انتقال



منبع: یافته های پژوهش

۵-۳- مقایسه هم‌گرایی در دوبازه زمانی

نتایج حاصل از ترسیم نقشه‌های باشگاه‌های هم‌گرایی برای دو دوره زمانی اول ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ (شکل ۱ا) و دوره زمانی دوم ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۳ (شکل ۱ب) حاکی از تحولی معنادار در الگوی هم‌گرایی توری استان‌های کشور است. در دوره اول، ساختار دو باشگاه به نسبت پراکنده مشاهده می‌شود که در آن استان‌ها بدون الگوی جغرافیایی مشخص در دو گروه قرار گرفته‌اند. این وضعیت نشان می‌دهد که تفاوت‌های توری در آن بازه بیشتر از موقعیت مکانی، تابع ویژگی‌های نهادی و ساختاری خاص هر استان بوده است؛ به عبارت دیگر، هم‌گرایی توری در این مرحله منشأ درونی و غیر فضایی داشته است. در مقابل و در دوره دوم، اکثریت استان‌ها در یک باشگاه هم‌گرا جای گرفته‌اند و تنها دو استان فارس و بوشهر در باشگاهی مجزا قرار دارند. این تمرکز بالا در هم‌گرایی، هم‌زمان با پیامدهای اقتصادی پس از جهش ارزی ۱۳۹۷، بیانگر آن است که تکانه‌های فراگیر اقتصادی، از جمله افزایش نرخ ارز و کاهش تخصیص‌های حمایتی، به هم‌گرا شدن رفتار توری استان‌ها منجر شده‌اند. با این حال، باقی ماندن فارس و بوشهر در باشگاهی جداگانه، مؤید آن است که ویژگی‌های خاص اقتصادی، نهادی یا وابستگی به درآمدهای ارزی در برخی مناطق، مانع هم‌گرایی کامل شده است.

نتایج نقشه‌های هم‌گرایی نشان می‌دهد که ترکیب باشگاه‌های توری را نمی‌توان تنها بر اساس مجاورت جغرافیایی توضیح داد. در دوره نخست (۱۳۹۱-۱۳۹۶)، بخش عمده استان‌های قرارگرفته در باشگاه اول شامل استان‌های مرزی یا استان‌هایی با نقش پُررنگ‌تر در مبادلات تجاری و حمل‌ونقل هستند؛ از جمله هرمزگان، کردستان، کرمانشاه، ایلام و خراسان جنوبی. این الگو با ویژگی‌های اقتصادی این استان‌ها، از جمله نقش پُررنگ‌تر مبادلات تجاری و هزینه‌های حمل‌ونقل، سازگار به نظر می‌رسد.^{۵۵}

در دوره دوم (۱۳۹۷-۱۴۰۳)، تقریباً تمامی استان‌ها در یک باشگاه هم‌گرا قرار گرفتند و تنها فارس و بوشهر در باشگاهی مجزا باقی ماندند. بوشهر به عنوان یکی از مراکز اصلی فعالیت‌های پتروشیمی، صادرات انرژی و تجارت دریایی کشور، ارتباط مستقیم‌تری با

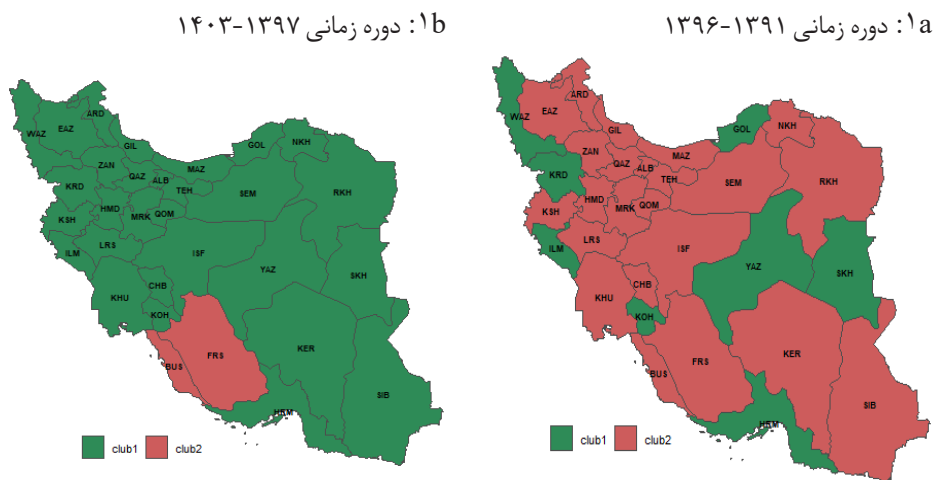
۵۵. با این حال، از آنجاکه پژوهش حاضر آزمون مستقلی برای تبیین عوامل مؤثر بر عضویت استان‌ها در باشگاه‌های هم‌گرایی انجام نمی‌دهد، این برداشت صرفاً یک تفسیر توصیفی از الگوی مشاهده‌شده است و نباید به عنوان شواهد آماری درباره نقش تجارت یا مرزی بودن استان‌ها تلقی شود. همچنین، قرار گرفتن بسیاری از استان‌های دیگر در باشگاه دوم نشان می‌دهد که تفاوت در الگوهای هم‌گرایی تورم احتمالاً تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی و منطقه‌ای قرار دارد که بررسی مستقیم آن‌ها نیازمند پژوهش‌های تکمیلی با استفاده از متغیرهای ساختاری است.

درآمدهای ارزی و تحولات تجارت خارجی دارد. از سوی دیگر، استان فارس احتمالاً به‌دلیل موقعیت ارتباطی و نقش آن در مبادلات و توزیع در جنوب کشور، از برخی جنبه‌های ساختار اقتصادی با بسیاری از استان‌های داخلی تفاوت دارد. بنابراین، به‌نظر می‌رسد اگرچه جهش نرخ ارز و سایر تکانه‌های کلان پس از ۱۳۹۷ بر کل کشور اثرگذار بوده‌اند، اما تفاوت در ساختار فعالیت‌های اقتصادی و میزان ارتباط با تجارت و ارز، می‌تواند در باقی ماندن فارس و بوشهر خارج از باشگاه اصلی هم‌گرایی مؤثر بوده باشد.

به‌نظر می‌رسد افزایش هم‌گرایی تورمی استان‌ها در دوره پس از ۱۳۹۷ را بتوان در چهارچوب غلبه تکانه‌های کلان سراسری بر عوامل منطقه‌ای توضیح داد. جهش نرخ ارز، افزایش هزینه واردات و تشدید تحریم‌ها موجب شد بخش قابل توجهی از افزایش قیمت‌ها از کانال رشد هم‌زمان هزینه کالاهای وارداتی، نهاده‌های تولید، حمل‌ونقل و کالاهای اساسی به کل اقتصاد منتقل شود. در چنین شرایطی، سهم تکانه‌های مشترک ملی در تعیین روند تورم استان‌ها افزایش یافت و نقش عوامل محلی و منطقه‌ای در توضیح تفاوت‌های تورمی کاهش پیدا کرد.

علاوه بر این، در دوره‌های تورمی شدید، افزایش قیمت کالاهای پایه و اقلامی که وزن نسبتاً مشابهی در سبد مصرفی خانوارها دارند، معمولاً نقش پُررنگ‌تری در شکل‌گیری تورم ایفا می‌کند. این مسئله می‌تواند موجب شود الگوی تغییرات قیمت میان استان‌ها به یکدیگر نزدیک‌تر شود. همچنین تشدید نااطمینانی‌های کلان و شکل‌گیری انتظارات تورمی در سطح ملی، احتمالاً باعث کاهش تفاوت رفتار تورمی میان مناطق مختلف کشور شده است. بنابراین، الگوی مشاهده‌شده می‌تواند با افزایش نقش تکانه‌های مشترک ارزی و هزینه‌ای پس از سال ۱۳۹۷ سازگار باشد؛ هرچند آزمون مستقیم این سازوکار در چهارچوب پژوهش حاضر انجام نشده است.

شکل (۱): نقشه پراکندگی باشگاهی میان استان به تفکیک باز زمانی



منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

این پژوهش با هدف بررسی پویایی هم‌گرایی نرخ تورم در سطح استانی طی بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۳ انجام شد. داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های کشور با استفاده از رویکرد فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و با تمرکز بر آزمون هم‌گرایی پنل پویا تحلیل گردید. برای بررسی تغییرات ساختاری در رفتار تورمی، دوره زمانی مورد بررسی به دو بازه مجزا تقسیم شد: دوره اول شامل سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ و دوره دوم شامل سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۳ که هم‌زمان با جهش شدید نرخ ارز و افزایش فشارهای کلان اقتصادی است. اهمیت این پژوهش در آن است که به‌جای بررسی تورم به‌صورت میانگین کشوری، بر اختلافات منطقه‌ای تمرکز دارد و تغییر الگوی هم‌گرایی تورم را در دو دوره زمانی مقایسه می‌کند؛ موضوعی که در ادبیات اقتصادی ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در هر دو دوره مورد بررسی، هم‌گرایی آماری در سطح درون‌باشگاهی میان استان‌ها برقرار بوده است، اما ساختار این هم‌گرایی در دو دوره تفاوت محسوسی دارد. در دوره نخست (۱۳۹۱-۱۳۹۶)، استان‌ها در دو باشگاه هم‌گرا با ترکیبی نسبتاً پراکنده قرار گرفته‌اند و اعضای هر باشگاه الزاماً از مجاورت جغرافیایی برخوردار نیستند. با این حال، بخش قابل توجهی از استان‌های باشگاه اول را استان‌های مرزی، بندری یا دارای

پیوند بیشتر با تجارت و جریان ورود کالا، مانند هرمزگان، کردستان، کرمانشاه، ایلام و خراسان جنوبی، تشکیل می‌دهند. این الگو نشان می‌دهد که تفاوت در میزان مواجهه استان‌ها با هزینه‌های مبادله، قیمت کالاهای وارداتی و تکانه‌های عرضه احتمالاً در شکل‌گیری رفتارهای تورمی متفاوت نقش داشته است.

در دوره دوم (۱۳۹۷-۱۴۰۳)، هم‌زمان با جهش نرخ ارز، بازگشت تحریم‌ها و تشدید نااطمینانی‌های اقتصاد کلان، ساختار باشگاه‌های هم‌گرایی دستخوش تغییر شده و تقریباً تمامی استان‌ها در یک باشگاه غالب قرار گرفته‌اند. این تغییر بیانگر افزایش هم‌گرایی رفتار تورمی استان‌ها نسبت به دوره نخست است و با غلبه بیشتر تکانه‌های مشترک ارزی و هزینه‌ای بر اقتصاد کشور سازگاری دارد. باوجوداین، پژوهش حاضر رابطه علی میان این تحولات و تغییر الگوی هم‌گرایی را آزمون نکرده و این تفسیر صرفاً بر مبنای هم‌زمانی رخدادها و نتایج به‌دست‌آمده ارائه می‌شود.

در میان استان‌ها، فارس و بوشهر تنها استان‌هایی هستند که در دوره دوم نیز خارج از باشگاه غالب باقی مانده‌اند. تداوم این وضعیت نشان می‌دهد که پویایی تورم در این دو استان از الگوی غالب کشور تبعیت نکرده است. از آنجا که متغیرهای مرتبط با ساختار اقتصادی، ترکیب فعالیت‌های بخشی، درجه باز بودن اقتصاد و سایر ویژگی‌های منطقه‌ای در مدل وارد نشده‌اند، درباره منشأ این تفاوت نمی‌توان نتیجه‌گیری علی ارائه کرد و تبیین آن به پژوهش‌های مبتنی بر متغیرهای ساختاری واگذار می‌شود.

بررسی مسیر میانگین باشگاه‌ها نیز نشان داد که اگرچه نرخ تورم استان‌های عضو هر باشگاه به سمت یک مسیر مشترک هم‌گرا شده است، فاصله میانگین تورم میان باشگاه‌ها در طول زمان کاهش نیافته و حتی روندی افزایشی داشته است. بنابراین، هم‌گرایی درون باشگاهی الزاماً به معنای هم‌گرایی کامل میان تمامی استان‌ها نیست و بخشی از ناهمگنی تورمی همچنان در سطح بین باشگاه‌ها تداوم دارد.

به‌طور کلی، نتایج این پژوهش با بخشی از مطالعات داخلی که بر تقویت هم‌گرایی تورمی در دوره‌های بی‌ثباتی اقتصاد کلان تأکید کرده‌اند، هم‌سو است؛ بااین‌حال، نشان می‌دهد که حتی در شرایط غلبه یک باشگاه هم‌گرایی، همه استان‌ها از الگوی تورمی یکسانی پیروی نمی‌کنند. ازاین‌رو، اتکا به میانگین کشوری می‌تواند بخشی از تفاوت‌های منطقه‌ای را پنهان سازد، درحالی‌که تحلیل باشگاه‌های هم‌گرایی تصویر دقیق‌تری از ناهمگنی پویایی‌های

تورمی در سطح استان‌ها ارائه می‌کند. این یافته‌ها حاکی از آن است که در طراحی، پایش و ارزیابی سیاست‌های ضدتورمی، توجه به تفاوت‌های منطقه‌ای و شناسایی استان‌هایی که از مسیر هم‌گرایی غالب فاصله می‌گیرند، می‌تواند اثربخشی سیاست‌ها را افزایش دهد. در عین حال، شناسایی عوامل ساختاری و نهادی مؤثر بر این تفاوت‌ها مستلزم به‌کارگیری متغیرهای توضیحی و چهارچوب‌های علی در پژوهش‌های آینده است.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

حامی مالی

مقاله با حمایت مالی پژوهشکده امور اقتصادی تهیه شده است.

فهرست منابع

- Aginta, H. (2020). Convergence clubs in consumer price indices and its components: Evidence from Indonesian cities. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3717591>
- Aginta, H. (2021). Spatial dynamics of consumer price in Indonesia: Convergence clubs and conditioning factors. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 5(2), 427-451. <https://doi.org/10.1007/s41685-020-00178-0>
- Azariadis, C., & Drazen, A. (1990). Threshold externalities in economic development. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 501-526. <https://doi.org/10.2307/2937797>
- Bagautdinova, N., & Kadochnikova, E. (2022). Savings rates and consumption convergence in regions: Spatial analysis. *Industrial Engineering & Management Systems*, 21(2), 228-237. <https://doi.org/10.7232/iems.2022.21.2.228>
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584-596. <https://doi.org/10.1086/258965>
- Balounejad Nouri, R., & Farhang, A. A. (2022). Investigating the convergence of housing prices in provincial centers of Iran: Relative convergence approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, 9(1), 27-51. <https://doi.org/10.30465/ce.2022.39479.1734> [In Persian]
- Bank for International Settlements. (2024). Financial stability in the new high-inflation environment. BIS Annual Economic Report. <https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2024e.htm>
- Barro, R. J. (1995). Inflation and economic growth. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 35, 166-176.
- Barro, R. J. (2013). Inflation and economic growth. *Annals of Economics and Finance*, 14(1), 85-109.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1996). Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 161-173. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01699-2](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01699-2)
- Beylunioğlu, F. C., Yazgan, M. E., & Stengos, T. (2020). Detecting convergence clubs. *Macroeconomic Dynamics*, 24(3), 629-669. <https://doi.org/10.1017/S1365100518000391>

- Blanchard, O. (2020). *Macroeconomics* (8th ed.). Pearson.
- Borowski, J., Fidrmuc, J., & Jaworski, K. (2025). Convergence, inequality and inflation synchronization: Evidence from the Eurozone. *Empirica*, 52(3), 413-433. <https://doi.org/10.1007/s10663-025-09646-2>
- Busetti, F., Forni, L., Harvey, A., & Venditti, F. (2007). Inflation convergence and divergence within the European Monetary Union. *International Journal of Central Banking*, 3(2), 95-121.
- Cavallaro, E., & Villani, I. (2021). Club convergence in EU countries: a sectoral perspective. *Journal of Economic Integration*, 36(1), 125-161. <https://doi.org/10.11130/jei.2021.36.1.125>
- Churchill, S. A., Inekwe, J., & Ivanovski, K. (2018). House price convergence: Evidence from australian cities. *Economics Letters*, 170, 88-90. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.06.004>
- Cuestas, J. C., Gil-Alana, L. A., & Taylor, K. (2016). Inflation convergence in central and eastern europe versus the Eurozone: Non-linearities and long memory. *Scottish Journal of Political Economy*, 63(5), 519-538. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12114>
- Desli, E., & Gkoulgkoutsika, A. (2020). World economic convergence: Does the estimation methodology matter? *Economic Modelling*, 91, 138-147. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.05.027>
- Eriş-Dereli, B., & Pinar, M. (2025). Skilled labor convergence across Turkish regions: A club convergence algorithm approach. *Empirical Economics*, 69, 2267-2309. <https://doi.org/10.1007/s00181-025-02789-y>
- Feldstein, M. (1983). *Inflation, tax rules, and capital formation*. National Bureau of Economic Research.
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- García-Cintado, A. C., Romero-Ávila, D., & Usabiaga, C. (2015). A PANIC analysis on regional and sectoral inflation: The spanish case. *Applied Economics*, 47(44), 4685-4713. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1034838>
- Ghosh, T., & Ajit, Y. (2026). Inflation convergence across Indian states. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.6427878>
- İncekara, A., & Erönel, Y. (2023). Regional analysis of inflation convergence in Türkiye with a nonlinear approach. In M. Baykal, J. Haddock, & A. Dayanır (Eds.),

- Post Covid Era: Future of Economies and World Order: An interdisciplinary approach* (pp. 129–154). Istanbul University Press. <https://doi.org/10.26650/B/SS10.2023.001.08>
- Ippolito, F., Ozdagli, A. K., & Pérez-Orive, A. (2017). *The transmission of monetary policy through bank lending: The floating rate channel* (Finance and Economics Discussion Series No. 2017-026). Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://doi.org/10.17016/FEDS.2017.026>
- Jaravel, X. (2021). Inflation inequality: Measurement, causes, and policy implications. *Annual Review of Economics*, 13(1), 599-629. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-091520-082042>
- Kalafatçılar, M. K., & Özmen, M. U. (2021). Demographic transition and inflation in emerging economies. *Eastern European Economics*, 59(1), 51-69. <https://doi.org/10.1080/00128775.2020.1816475>
- Karanasos, M., Koutroumpis, P. D., Karavias, Y., Kartsaklas, A., & Arakelian, V. (2016). Inflation convergence in the EMU. *Journal of Empirical Finance*, 39, 241-253. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2016.07.004>
- Kishor, N. K., & Ssozi, J. (2010). Inflation convergence and currency unions: The case of the East African Community. *Indian Growth and Development Review*, 3(1), 36-52. <https://doi.org/10.1108/17538251011035864>
- Liu, T. Y., & Lee, C. C. (2021). Global convergence of inflation rates. *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, Article 101501. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101501>
- Mankiw, N. G. (2018). *Principles of economics* (8th ed.). Cengage Learning.
- Mohammadi, A., Abdolkarimi Azar, S., & Feghh Majidi, A. (2019). Investigating the consumer price indices convergence among Iran provinces using cluster analysis. *Journal of Economic Research*, 54(2), 369-393. [In Persian]
- Mukhlis, R. S., & Wahyuningsih, D. (2020). Inflation convergence and the determinant factors: A case study on 31 provinces in Indonesia. *Jurnal Perspektif Pembiayaan Dan Pembangunan Daerah*, 7(4), 421-430. <https://doi.org/10.22437/ppd.v7i4.8648>
- Pesaran, M. H. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138(1), 312-355. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.05.024>
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric

- convergence tests. *Econometrica*, 75(6), 1771-1855. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00811.x>
- Pourabdolahan Kovich, M., Fallahi, F., & Azari, Z. (2017). Investigation of factors affecting on price level convergence among the Iran's provinces. *Iranian Journal of Trade Studies*, 21(82), 153-176. [In Persian]
- Purwono, R., Yasin, M. Z., & Mubin, M. K. (2020). Explaining regional inflation programmes in Indonesia: Does inflation rate converge? *Economic Change and Restructuring*, 53(4), 571-590. <https://doi.org/10.1007/s10644-020-09264-x>
- Rockoff, H. (1984). *Drastic measures: A history of wage and price controls in the United States*. Cambridge University Press.
- Roncaglia de Carvalho, A., Ribeiro, R. S. M., & Marques, A. M. (2018). Economic development and inflation: A theoretical and empirical analysis. *International Review of Applied Economics*, 32(4), 546-565. <https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1351531>
- Sharma, P., & Sharma, N. (2022). An examination of per capita income convergence in emerging market economies. *Global Journal of Emerging Market Economies*, 14(3), 319-347. <https://doi.org/10.1177/09749101211034111>
- Sick, N., Preschitschek, N., Leker, J., & Broering, S. (2019). A new framework to assess industry convergence in high-technology environments. *Technovation*, 84, 48-58. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2018.08.001>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Tomal, M. (2020). Testing for overall and cluster convergence of housing rents using robust methodology: Evidence from Polish provincial capitals. *Empirical Economics*, 62(4), 2023-2084. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02080-w>
- Tsafa, K. M., & Fountas, S. (2018). Testing for inflation convergence among European Union countries: A panel approach. *Applied Economics Quarterly*, 64(1), 17-37. <https://doi.org/10.3790/aeq.64.1.17>
- Villar-Roldán, J. J., Galiano, A., & Martín-Álvarez, J. M. (2025). Divergent growth paths: Conflict, state capacity, and convergence clubs in Sub-Saharan Africa. *Socio-Economic Planning Sciences*, 99, Article 102178. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2025.102178>
- Yazgan, E., & Yilmazkuday, H. (2011). Price level convergence: New evidence from U.S. cities. *Economics Letters*, 110(2), 76-78. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2010.10.013>

پیوست: جدول توصیف آماری

کد_استان	استان	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	چولگی	کشیدگی
GIL	گیلان	۲٫۲۵٪	۲٫۳۹٪	۲۱٫۰۵٪	-۱٫۲۳٪	۴٫۱۳	۱۴۷٫۸۷
SKH	خراسان جنوبی	۲٫۳۵٪	۲٫۵۱٪	۲۱٫۲۸٪	-۰٫۴۴٪	۴٫۱۱	۱۴۷٫۶۹
ILM	ایلام	۲٫۲۶٪	۲٫۵۴٪	۲۲٫۸۲٪	-۰٫۵۱٪	۴٫۴۵	۱۴۷٫۹۰
KRD	کردستان	۲٫۳۳٪	۲٫۶۰٪	۲۳٫۱۳٪	-۱٫۳۵٪	۴٫۴۱	۱۴۷٫۷۸
MAZ	مازندران	۲٫۲۱٪	۲٫۵۹٪	۲۲٫۷۰٪	-۱٫۶۱٪	۴٫۱۶	۱۴۷٫۵۳
WAZ	آذربایجان غربی	۲٫۲۵٪	۲٫۶۹٪	۲۳٫۳۰٪	-۲٫۱۹٪	۴٫۱۲	۱۴۷٫۳۱
ISF	اصفهان	۲٫۱۸٪	۲٫۳۹٪	۲۳٫۶۱٪	-۰٫۶۳٪	۵٫۲۰	۱۴۸٫۵۵
KHU	خوزستان	۲٫۲۸٪	۲٫۶۳٪	۲۲٫۶۱٪	-۲٫۰۳٪	۴٫۱۷	۱۴۷٫۵۰
EAZ	آذربایجان شرقی	۲٫۲۸٪	۲٫۵۴٪	۲۱٫۳۸٪	-۴٫۹۲٪	۳٫۴۸	۱۴۶٫۴۲
HMD	همدان	۲٫۲۵٪	۲٫۴۷٪	۲۱٫۷۷٪	-۱٫۰۶٪	۴٫۰۶	۱۴۷٫۶۶
KSH	کرمانشاه	۲٫۱۸٪	۲٫۴۹٪	۲۲٫۰۱٪	-۱٫۰۰٪	۴٫۳۷	۱۴۷٫۹۴
ARD	اردبیل	۲٫۱۶٪	۲٫۳۹٪	۲۰٫۵۹٪	-۰٫۷۷٪	۴٫۰۲	۱۴۷٫۷۹
QOM	قم	۲٫۱۳٪	۲٫۴۰٪	۲۰٫۸۷٪	-۱٫۱۱٪	۴٫۱۵	۱۴۷٫۸۹
KOH	کهگیلویه و بویراحمد	۲٫۲۷٪	۲٫۴۶٪	۲۳٫۵۹٪	-۱٫۰۶٪	۴٫۸۲	۱۴۸٫۲۵
ALB	البرز	۲٫۱۳٪	۲٫۱۲٪	۱۹٫۶۷٪	-۰٫۸۶٪	۴٫۴۰	۱۴۸٫۴۸
HRM	هرمزگان	۲٫۱۸٪	۲٫۲۸٪	۱۹٫۳۳٪	-۰٫۵۴٪	۳٫۹۲	۱۴۷٫۹۱
MRK	مرکزی	۲٫۰۹٪	۲٫۳۶٪	۲۱٫۵۶٪	-۱٫۱۳٪	۴٫۵۶	۱۴۸٫۲۵
SIB	سیستان و بلوچستان	۲٫۰۹٪	۲٫۴۴٪	۲۳٫۰۵٪	-۳٫۶۴٪	۴٫۵۴	۱۴۸٫۰۴
NKH	خراسان شمالی	۲٫۱۰٪	۲٫۳۴٪	۲۰٫۹۵٪	-۰٫۷۶٪	۴٫۲۷	۱۴۸٫۰۷
YAZ	یزد	۲٫۲۱٪	۲٫۳۲٪	۲۰٫۲۲٪	-۰٫۶۹٪	۴٫۰۸	۱۴۷٫۹۷
LRS	لرستان	۲٫۰۹٪	۲٫۲۱٪	۲۱٫۴۷٪	-۰٫۸۳٪	۵٫۰۰	۱۴۸٫۶۸
RKH	خراسان رضوی	۲٫۱۹٪	۲٫۴۱٪	۱۸٫۸۷٪	-۱٫۹۶٪	۳٫۴۰	۱۴۷٫۰۱
GOL	گلستان	۲٫۱۴٪	۲٫۳۹٪	۲۰٫۸۸٪	-۱٫۶۶٪	۴٫۰۸	۱۴۷٫۸۲
CHB	چهارمحال و بختیاری	۲٫۱۳٪	۲٫۳۵٪	۲۱٫۲۸٪	-۱٫۵۱٪	۴٫۳۵	۱۴۸٫۱۱
KER	کرمان	۲٫۱۲٪	۲٫۳۳٪	۲۱٫۲۲٪	-۱٫۴۳٪	۴٫۳۷	۱۴۸٫۱۵
QAZ	قزوین	۲٫۱۱٪	۲٫۳۱٪	۲۱٫۱۸٪	-۰٫۲۹٪	۴٫۵۷	۱۴۸٫۳۴
ZAN	زنجان	۲٫۰۷٪	۲٫۴۳٪	۱۹٫۳۶٪	-۰٫۸۸٪	۳٫۵۸	۱۴۷٫۲۴
SEM	سمنان	۲٫۱۱٪	۲٫۴۱٪	۲۰٫۸۵٪	-۱٫۹۵٪	۴٫۰۹	۱۴۷٫۸۰
FRS	فارس	۲٫۱۸٪	۲٫۵۶٪	۲۰٫۲۵٪	-۰٫۷۴٪	۳٫۷۳	۱۴۷٫۲۰
TEH	تهران	۲٫۰۷٪	۲٫۲۵٪	۲۲٫۴۰٪	-۰٫۵۸٪	۵٫۲۳	۱۴۸٫۷۲
BUS	بوشهر	۲٫۱۳٪	۲٫۳۹٪	۲۰٫۳۵٪	-۱٫۴۶٪	۳٫۷۵	۱۴۷٫۴۶

منبع: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های مرکز آمار