Journal of Economic Research
Print ISSN: 0039-8969
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
University of Tehran Press

Regional Dynamics of Inflation in Iran: Price Spillover Patterns and the Role of Provinces in Shock Transmission

Roozbeh Balounejad Nouri[*, a], **Mozhgan Rafat Milani**[a]
a. Department of Economics, Economic Affaires Research Institute, Tehran, Iran.
[*] Corresponding author.

Article Info

Article Type:
Research Article

Article History:
Received:
16 Sep. 2025
Revised:
03 Apr. 2026
Accepted:
17 Apr. 2026
Published:
21 Apr. 2026

Keywords:
regional inflation, price spillovers, inflation connectedness, TVP-VAR model, extended joint connectedness.

JEL Classification:
E31, R15, C32, E37, R12.

Abstract

This study employs the Extended Joint Connectedness Approach, which integrates the Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) model, the Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD), and joint normalization, to investigate inflation spillovers among Iranian provinces. The dataset consists of monthly Consumer Price Index (CPI) figures for 31 provinces from April 2012 to March 2025. The findings reveal that the structure of price transmission in Iran is dynamic, asymmetric, and network-based. The Joint Total Connectedness Index (jTCI) generally exceeds 60%, with noticeable spikes during episodes of currency crises or political shocks. Directional connectedness indicators also show that, contrary to expectations, provinces with greater economic weight such as Tehran, Fars, and East Azerbaijan—tend to act primarily as receivers of price shocks, while Kurdistan, Hormozgan, and Kermanshah emerge as key transmitters of inflationary disturbances. However, it must be emphasized that these findings reflect statistical dependence and do not imply theoretical causality. This pattern aligns with studies from other developing countries, such as Russia, Chile, and Nigeria, which highlight that spatial structure, distribution infrastructure, and geographical position influence price spillovers more significantly than the sheer size of regional economies. Based on these results, it is recommended that policymakers adopt a region-oriented approach in anti-inflation strategies and identify provinces with high spillover roles as priority targets for price interventions and regulatory oversight.

Cite to this paper: Balounejad Nouri, R., & Rafat Milani, M. (2026). Regional Dynamics of Inflation in Iran: Price Spillover Patterns and the Role of Provinces in Shock Transmission. *Journal of Economic Research, 61*(1), 64-101.

©The Authors retain the copyright and full publishing rights.
Publisher: The University of Tehran Press.
DOI: https://doi.org/10.22059/jte.2026.402295.1009034

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
انتشارات دانشگاه تهران
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

پویایی منطقه‌ای تورم در ایران: الگوی سرایت قیمتی و شناسایی نقش استان‌ها در انتقال تکانه‌ها

روزبه بالونژاد نوری*[۱]، مژگان رفعت میلانی[۱]

۱. گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول.

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۲۵

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۱/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۱/۲۸

تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۲/۰۱

کلیدواژه‌ها:

اتصال تورم،

اتصال مشترک توسعه‌یافته،

تورم منطقه‌ای،

سرریز قیمتی،

مدل TVP-VAR.

طبقه‌بندی JEL:

E31, R15, C32.

چکیده

در این پژوهش، با استفاده از رویکرد اتصال مشترک توسعه‌یافته که ترکیبی از مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR)، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته (GFEVD) و نرمال‌سازی مشترک است به بررسی سرریز تورم میان استان‌های ایران با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ماهانه در ۳۱ استان کشور، طی دوره فروردین ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۴۰۳ پرداخته شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد ساختار انتقال قیمتی در ایران پویا، نامتقارن و شبکه‌ای است. شاخص اتصال کل مشترک (jTCI) در اغلب مقاطع، بالاتر از ۶۰ درصد قرار دارد و در دوره‌های بروز بحران‌های ارزی یا تکانه‌های سیاسی، افزایش محسوسی داشته است. تحلیل شاخص‌های جهت‌دار نیز بیانگر آن است که برخلاف انتظار، استان‌هایی با وزن اقتصادی بالا نظیر تهران، فارس و آذربایجان شرقی عمدتاً در جایگاه دریافت‌کننده تکانه‌های قیمتی قرار گرفته‌اند؛ در حالی‌که استان‌هایی چون کردستان، هرمزگان و کرمانشاه به‌عنوان فرستنده‌های اصلی تکانه‌های تورمی شناسایی شده‌اند. با این حال، باید تأکید کرد که این نتایج صرفاً به وابستگی آماری اشاره دارند. این الگو با نتایج مطالعاتی در کشورهای در حال توسعه نظیر روسیه، شیلی و نیجریه هم‌راستا است که نشان داده‌اند ساختار فضایی، زیرساخت‌های توزیع و موقعیت جغرافیایی، بیش از اندازه اقتصاد منطقه‌ای، در شدت سرایت قیمتی مؤثرند. بر اساس این یافته‌ها، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران، در طراحی سیاست‌های ضدتورمی از رویکردی منطقه‌محور بهره گیرند و استان‌هایی با نقش سرایتی بالا را به‌عنوان نقاط هدف در مداخلات قیمتی و تنظیم‌گری شناسایی و اولویت‌بندی کنند.

استناد به مقاله: بالونژاد نوری، روزبه، و رفعت میلانی، مژگان. (۱۴۰۵). پویایی منطقه‌ای تورم در ایران: الگوی سرایت قیمتی و شناسایی نقش استان‌ها در انتقال تکانه‌ها. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۱(۱)، ۶۴-۱۰۱.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: https://doi.org/10.22059/jte.2026.402295.1009034

مقدمه

در هر کشوری، پویایی‌های اقتصاد کلان به‌طور مستقیم و غیرمستقیم از ویژگی‌ها و تعاملات مناطق جغرافیایی کوچکتر، از جمله استان‌ها، تأثیر می‌پذیرد. از این‌رو، تحلیل ساختار نرخ تورم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان، بدون درک رفتار تورمی در سطح استانی، ناقص و گاه گمراه‌کننده خواهد بود. مرور ادبیات نظری و تجربی نشان می‌دهد که دست‌کم شش دلیل برای اهمیت مطالعه تورم در سطح استان‌ها وجود دارد.

نخست آنکه، شناخت رفتار تاریخی نرخ تورم در مناطق مختلف می‌تواند به تبیین بهتر روندهای فعلی و پیش‌بینی تحولات آتی تورم در سطح ملی کمک کند. دوم، تحلیل منطقه‌ای تورم امکان شناسایی عوامل خاص و ناهمگون تأثیرگذار بر نوسانات تورمی کشور را فراهم می‌سازد؛ عواملی که ممکن است در میانگین‌گیری در سطح ملی نادیده گرفته شوند. سوم، ناهمگنی ساختارهای اقتصادی و تولیدی در سطح استانی نظیر ترکیب بخش‌های اقتصادی، سطح توسعه‌یافتگی یا وابستگی به واردات، زمینه‌ای مناسب برای شناسایی منابع متنوع و نابرابر تورم در کشور ایجاد می‌کند. چهارم، واکنش استان‌ها به سیاست‌های کلان اقتصادی یکسان نیست؛ از این‌رو، ارزیابی کارایی و اثربخشی سیاست‌های پولی یا مالی بدون بررسی تفاوت‌های منطقه‌ای در تورم، منجر به تحلیل ناقص می‌شود. پنجم، شناخت الگوهای جغرافیایی و انتقال فضایی تورم (نظیر اثر سرایتی بین استان‌های همجوار) می‌تواند به فهم پویایی‌های تورمی پیچیده در مقیاس منطقه‌ای و کشوری کمک کرده و پایه‌ای برای طراحی سیاست‌های منطقه‌محور در کنترل تورم فراهم سازد. در نهایت آنکه شناسایی استان‌هایی با رفتار تورمی پیشرو یا واکنش سریع‌تر به تکانه‌های اقتصادی، می‌تواند به‌عنوان شاخص هشدار زودهنگام عمل کرده و نقش مهمی در پیش‌بینی تحولات تورمی در سایر استان‌ها یا در سطح کلان ایفا کند.

مفهوم «اتصال تورم[1]» به درجه و الگوی وابستگی آماری یا ساختاری بین تحولات تورمی در سطح استان‌ها اشاره دارد. بر خلاف مفاهیمی مانند همگرایی تورم که به شباهت تدریجی در سطوح تورم اشاره دارد، اتصال تورم بر پویایی‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت وابستگی بین روندهای

[1]. Infaltion Connectedness

تورمی استان‌ها تمرکز دارد. تحلیل این اتصال‌ها، به‌ویژه در بستر تنوع اقتصادی و جغرافیایی ایران، می‌تواند به شناسایی الگوهای انتقال منطقه‌ای نوسانات قیمتی، استان‌های پیش‌رو یا پیرو در تحولات تورمی، و میزان یکپارچگی فضایی تورم کمک کند؛ مسائلی که برای سیاست‌گذاران در زمینه پایش منطقه‌ای تورم و طراحی سیاست‌های متمایز منطقه‌محور از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند.

با توجه به گستره جغرافیایی ایران، ناهمگنی ساختارهای اقتصادی و تفاوت‌های معنادار در سطح توسعه‌یافتگی میان استان‌های کشور، تحلیل پویایی‌های تورم در کشور به تنهایی در سطح کلان ملی، تصویر ناقصی از واقعیت ارائه می‌دهد. از این‌رو، بررسی «اتصال تورم میان استان‌ها» از منظر آماری و ساختاری، ضرورتی قابل توجه برای فهم بهتر رفتار تورمی کشور به‌شمار می‌آید. وابستگی متقابل نوسانات تورم بین استان‌ها می‌تواند نشانه‌ای از سرریزهای قیمتی، یکپارچگی بازارها یا اثرگذاری مشترک سیاست‌های اقتصادی باشد. شناخت این الگوهای اتصال، به‌ویژه در شرایطی که برخی مناطق کشور دارای نرخ تورم مزمن‌تر یا واکنش‌پذیرتر نسبت به تکانه‌های اقتصادی هستند، به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا ابزارهای نظارت و مداخله را به‌صورت هدفمندتر، ناحیه‌محورتر و اثربخش‌تر طراحی کنند. افزون بر این، تحلیل اتصال تورم می‌تواند در شناسایی استان‌های «پیش‌نگر» یا «اثرگذار» در بروز تحولات تورمی مؤثر واقع شود و نقش کلیدی در طراحی نظام هشدار زودهنگام تورمی ایفا کند؛ موضوعی که برای ایران، با سابقه تورم ساختاری و نوسانات قیمتی بالا، اهمیتی مضاعف دارد.

بر این اساس، در پژوهش حاضر برای بررسی نحوه اتصال و سرریز شاخص قیمت مصرف کننده میان استان‌ها از داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده ماهانه در بازه زمانی ۱۳۹۱:۱– ۱۴۰۳:۱۲ و همچنین رویکرد اتصال مشترک توسعه‌یافته[1] بر پایه مدل TVP-VAR ارائه شده توسط بالچیلار[2] و همکاران (۲۰۲۱) استفاده شده است.

بر این اساس، پژوهش حاضر از دو منظر داری نوآوری می‌باشد. نخست آنکه بنا به مطالعات نویسنده تا کنون در ایران پویایی‌های قیمت میان استان‌ها در چارچوب اتصال مورد بررسی قرار

[1]. Extended Joint Connectedness
[2]. Balcilar

نگرفته است تا از این مسیر نقش استان‌ها در این اتصال و سرریز مشخص گردد. دیگر آنکه، رویکرد اخیر، مزایای مهمی را در مقایسه با روش‌های مرسوم فراهم می‌آورد، از جمله این که در رویکرد اخیر و برخلاف روش دیبولد ایلماز[1] (۲۰۱۲ و ۲۰۱۴) (DY) که هنگام محاسبه سهم متغیرها در واریانس پیش‌بینی خطا، همبستگی بین متغیرها را نادیده می‌گیرد، روش اتصال مشترک این همبستگی‌ها را لحاظ می‌کند. در واقع با این رویکرد، همبستگی شاخص قیمت‌ها میان استان‌ها در بررسی اتصال‌ها مورد توجه قرار خواهد گرفت. هچنین دیگر نیازی به انتخاب دلخواه طول بازه متحرک یا پنجره غلطان[2] وجود ندارد و برآوردها به کمک فیلتر کالمن[3] چندمتغیره نسبت به داده‌های دور افتاده مقاوم می‌شوند. افزون بر این، ضرایب مدل و همچنین واریانس‌ها و کوواریانس‌ها می‌توانند در طول زمان تغییر کنند و بدین ترتیب امکان پایش پویای نوسانات شبکه متغیرها فراهم می‌شود.

بر این اساس، در بخش دوم، به مبانی نظری اتصال تورم و دلائل ایجاد آن در استان ها و پیشینه مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در این حوزه پرداخته خواهد شد. در بخش سوم، مدل تحقیق و روش برآورد معرفی شده است. در بخش چهارم، نتایج تخمین الگو مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. سپس در بخش پنجم نتیجه‌گیری و راهکارهای سیاستی ارائه خواهد شد.

مروری بر ادبیات پژوهش

مبانی نظری اتصال تورم و دلایل ایجاد آن

پویایی‌های مکانی تورم و اتصال میان مناطق مختلف یک کشور در پاسخ به تکانه‌های قیمتی، یکی از جنبه‌های پیچیده اما حیاتی در مطالعات اقتصاد منطقه‌ای و کلان‌نگر محسوب می‌شود. پدیده «اتصال تورم» به انتقال فضایی فشارهای تورمی اطلاق می‌شود؛ به این معنا که افزایش یا کاهش نرخ تورم در یک منطقه می‌تواند به‌صورت هم‌زمان یا با وقفه، در نرخ تورم مناطق دیگر

[1]. Diebold and Yılmaz (DY)
[2]. Rolling Window
[3]. Kalman Filter

بازتاب یابد. این اتصال، برخاسته از وابستگی‌های ساختاری و رفتاری میان مناطق مختلف است که در بسترهای نهادی، تجاری، مصرفی و سیاست‌گذاری شکل می‌گیرد.

اتصال تورم به معنای گسترش سریع و همه‌گیری تورم از یک منطقه به مناطق دیگر است. به این معنا که تغییرات نرخ تورم در یک استان ممکن است به‌صورت هم‌زمان یا با وقفه، به تغییرات تورم در استان‌های دیگر منجر شود یا از آن‌ها تأثیر بپذیرد. این وابستگی می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی نظیر سرریزهای قیمتی، شباهت در ساختار هزینه‌ای یا مصرفی خانوارها، ارتباطات تجاری بین‌استانی، تحرک نیروی‌کار، یا سیاست‌های پولی و مالی یکنواخت در سطح ملی باشد. این پدیده به ویژه در اقتصادهای متصل و یکپارچه می‌تواند به سرعت رخ دهد. بر این اساس، شناخت عوامل متعددی که در اتصال تورم نقش دارند، حائز اهمیت است. از جمله عوامل، تجارت بین‌الملل است که نقش مستقیمی در اتصال تورم بازی می‌کند؛ زیرا قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی بر پویایی عرضه و تقاضای محلی، رقابت بازار و در نهایت سطح قیمت‌های محلی تأثیر می‌گذارد (جیانگ[1] و همکاران، ۲۰۲۴). نرخ‌های تورم می‌توانند از طریق پیوند تجاری بین‌المللی، قیمت‌های کالاها و همگام‌سازی سیاست‌های پولی از کشوری به کشور دیگر سرایت کنند (تیواری[2] و همکاران، ۲۰۱۵).

مبانی نظری اتصال تورم، از نظریه‌های فضایی در اقتصاد منطقه‌ای آغاز می‌شود. در این نظریه‌ها، بر نقش ساختار جغرافیایی در انتقال اثرات اقتصادی تأکید می‌شود. همان‌گونه که در آثار اولیه مارتین و اوتاویانو[3] (۲۰۰۱) مطرح شده، بنگاه‌ها و خانوارها در مناطق مختلف با توجه به هزینه‌های حمل‌ونقل، دسترسی به بازارها و تعاملات منطقه‌ای، تصمیمات قیمتی خود را اتخاذ می‌کنند. در چنین بستری، اگر تورم در یک استان افزایش یابد، بنگاه‌های آن منطقه ممکن است بخشی از تقاضا یا سرمایه‌گذاری را به استان‌های مجاور منتقل کنند که این خود باعث افزایش قیمت‌ها در استان‌های هم‌جوار خواهد شد (مارتین کاس[4]، ۲۰۱۰). هم‌چنین خانوارها در واکنش

[1]. Jiang
[2]. Tiwari
[3]. Martin and Ottaviano
[4]. Martincus

به تغییرات قیمتی، اقدام به تغییر مکان خرید یا مصرف خود می‌نمایند که این نیز به ایجاد فشارهای تورمی در دیگر مناطق دامن می‌زند (کروزت و سوبیران[1]، ۲۰۰۴).

توجه به اتصال میان مناطق از مسیرهای نهادی نیز حائز اهمیت است. در کشورهایی که سیاست‌های پولی و مالی در سطح ملی اعمال می‌شوند، انتظار می‌رود مناطق مختلف به‌صورت هماهنگ‌تری به تکانه‌های کلان اقتصادی واکنش نشان دهند. با این حال، تفاوت‌های منطقه‌ای در ساختارهای اقتصادی و منابع باعث می‌شود که اثرگذاری یکسان سیاست‌ها، به نتایج متفاوت در نرخ تورم منجر شود (ویلکینسون[2]، ۲۰۱۱).

برای نمونه، استان‌هایی با ساختار تولیدی متمرکز بر کالاهای وارداتی، نسبت به نوسانات نرخ ارز آسیب‌پذیرتر بوده و ممکن است تورم وارداتی در آن‌ها سریع‌تر بروز یابد. از سوی دیگر، مناطق با ساختار تولید محلی یا دسترسی بهتر به نهاده‌های داخلی، ممکن است واکنش ملایم‌تری به همان تکانه ارزی از خود نشان دهند.

در چارچوب نظریه‌های مدرن شبکه‌ای نیز، اتصال تورم را می‌توان بازتابی از درهم‌تنیدگی نهادی، تجاری و مالی میان مناطق مختلف دانست. پژوهش‌های نوین در اقتصاد کلان شبکه‌ای نشان می‌دهند که در یک سیستم متصل، تکانه‌های محلی از طریق پیوندهای تأمین، اشتغال، مصرف و قیمت به سایر بخش‌ها و مناطق سرایت می‌کنند و می‌توانند نوسانات موضعی را به چالشی در سطح ملی تبدیل کنند (عاصم‌اوغلوم[3] و همکاران، ۲۰۱۲). در چنین چارچوبی، مسیرهای سرایت تورم نه‌تنها از طریق متغیرهای کلان مانند نقدینگی یا سیاست پولی، بلکه از مسیرهای خردمانند زنجیره‌های تولید و توزیع نیز عمل می‌کنند.

از منظر اقتصاد بین‌الملل نیز، تجارت خارجی یکی از مکانیزم‌های اصلی انتقال تورم در سطح کشورها شناخته شده است. نوسانات قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی، مستقیماً بر شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر می‌گذارند و می‌توانند تعادل عرضه و تقاضا را در بازارهای محلی تغییر دهند. این مسئله در کشورهایی با ساختار باز تجاری، به‌ویژه کشورهایی که زنجیره‌های تأمین

---

1. Crozet and Soubeyran
2. Wilkinson
3. Acemoglu

آن‌ها در سطح جهانی تعریف شده است، اهمیت بیشتری می‌یابد (جیانگ[1] و همکاران، ۲۰۲۴) به علاوه، پیوندهای پولی میان کشورها مانند همگرایی در نرخ‌های بهره یا هماهنگی در سیاست‌های مالی، می‌توانند موجبات سرایت نرخ‌های تورم را فراهم کنند (تیواری[2] و همکاران، ۲۰۱۵).

با وجود اجرای یک سیاست پولی یکسان در کشور، عوامل متعددی می‌توانند منجر به تفاوت‌های معنادار در نرخ‌های تورم منطقه‌ای شوند. این عوامل شامل تغییرات ناگهانی در قیمت‌های تنظیم‌شده استانی، تفاوت در سیاست‌های مالی محلی، تفاوت در مراحل چرخه‌های اقتصادی مناطق، و اختلاف در ساختار تولید و مصرف هستند (ویلکینسون[3]، ۲۰۱۱). به‌علاوه، در اقتصادهای بازارمحور، تعدیل قیمت‌های نسبی میان مناطق مختلف، سازوکار طبیعی انطباق بازار با تکانه‌های عرضه و تقاضا محسوب می‌شود. با این حال، هنگامی که تفاوت‌های تورمی منطقه‌ای به‌صورت پایدار و مزمن باقی می‌ماند، این امر می‌تواند نشانه‌ای از انعطاف‌ناپذیری‌های ساختاری باشد که سرعت تعدیل را کاهش داده است (گونزالز پارامو[4]، ۲۰۰۵).تحلیل‌های نوین اتصال تورم، با بهره‌گیری از رویکردهای کمی و شبکه‌ای، امکان ترسیم الگوی جریان تکانه‌های قیمتی میان استان‌ها را فراهم می‌سازد. در این چارچوب، می‌توان نقش هر استان را به‌عنوان فرستنده یا گیرنده تکانه‌ها شناسایی کرد و شدت و جهت ارتباطات قیمتی را در یک شبکه تعاملی تحلیل نمود. این رویکرد، گامی فراتر از تحلیل‌های تک‌متغیره سنتی برداشته و به سیاست‌گذاران اجازه می‌دهد به جای اعمال سیاست‌های یکسان در سطح کشور، از مداخلات هدفمند منطقه‌ای بهره گیرند. برای مثال، در صورتی که خوشه‌ای از استان‌های هم‌جوار دارای اقتصاد صادرات‌محور شناسایی شود، می‌توان از سیاست‌هایی مانند تنظیم ذخایر استراتژیک یا اعمال تعرفه‌های موضعی استفاده کرد تا از سرایت تکانه‌های بیرونی جلوگیری شود یا دست‌کم شدت آن کاهش یابد.

در پایان باید تأکید کرد که مشاهده انتقال یک تکانه قیمتی از یک منطقه به منطقه دیگر، به‌خودی‌خود به‌معنای وجود رابطه علّی مستقیم میان آنها نیست. به عبارت دیگر، همراهی یا هم‌حرکتی زمانی در تغییرات قیمتی، به طور قطع و یقین دلالت بر رابطه علت و معلولی ندارد.

---

1. Jiang
2. Tiwari
3. Wilkinson
4. Gonzalez-Paramo

تحلیل‌های اتصال و شبکه‌ای، بیشتر ناظر بر همبستگی‌های ساختاری، وابستگی‌های متقابل، یا واکنش‌های مشابه به تکانه‌های بیرونی هستند. این سرریزها ممکن است ناشی از عوامل مشترکی چون زنجیره تأمین، سیاست‌گذاری واحد، الگوهای رفتاری مشابه یا انتظارات همگن باشند. از این منظر، اتصال تورم را باید بازتابی از ساختار سیستم اقتصادی به‌شمار آورد؛ ساختاری که به تکانه‌های درونی و بیرونی واکنش منسجم یا هم‌راستا نشان می‌دهد که الزاماً رابطه‌ای ساده از علت به معلول نیستند. به بیان ساده‌تر، این پدیده، بیشتر نشان‌دهنده نحوه پخش و گسترش یک تکانه درون یک سیستم به‌هم‌پیوسته است؛ نه اینکه تنها یک استان باعث گرانی در استان دیگر شده باشد. از این رو، تحلیل اتصال و سرریز بجای اثبات «علیت مستقیم» بین نواحی و مناطق مختلف، ابزاری قدرتمند برای شناسایی «الگوی رفتاری شبکه‌ای» می‌باشد.

پیشینه پژوهش

پدیده اتصال تورم به عنوان یکی از موضوعات مهم در مطالعات اقتصاد منطقه‌ای و سیاست‌گذاری پولی، در سال‌های اخیر توجه فزاینده‌ای را به خود جلب کرده است. این مفهوم به سرریز و انتقال نوسانات قیمتی از یک منطقه به سایر مناطق اشاره دارد و درک عمیق‌تری از تعاملات فضایی در اقتصاد فراهم می‌سازد. پژوهش‌های مختلف در این زمینه را می‌توان در سه دسته کلی جای داد: مطالعات کشورهای در حال توسعه، مطالعات اقتصادهای پیشرفته و بین‌کشوری، و مطالعات داخلی در ایران که در همین چارچوب در ادامه آورده شده است.

مطالعات کشورهای در حال توسعه

در این دسته، مطالعاتی قرار می‌گیرند که در بستر اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه، به بررسی نحوه شکل‌گیری شبکه‌های تورمی و انتقال نوسانات قیمتی می‌پردازند.

ویدیارسیه[1] و همکاران (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان «شبکه اتصال تورم در اندونزی»، با استفاده از چارچوب شبکه‌ای و مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته و تجزیه واریانس خطای

[1]. Widiarsih

پیش‌بینی، شاخص کل سرریز تورم را ۷۸/۲ درصد برآورد کردند. یافته‌ها نشان دادند که استان‌هایی نظیر جاوه، سولاوسی، کالیمانتان و بالینوسرا در نقش فرستنده‌های اصلی تورم عمل می‌کنند. تأکید این مطالعه بر اهمیت زیرساخت‌های فیزیکی در کاهش سرایت قیمتی بوده است.

چاکیر[1] (۲۰۲۳) در پژوهش خود در مورد ترکیه، با استفاده از شاخص دیبولد و ییلماز و داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۱، دریافت که استانبول و مناطق غربی به‌عنوان فرستنده‌های اصلی تورم شناخته می‌شوند. در حالی که مناطق شرقی و جنوب‌شرقی دریافت‌کننده تکانه‌های تورمی هستند، این عدم تقارن به نابرابری‌های توسعه منطقه‌ای نسبت داده شده و بر ضرورت سیاست‌های متمایز منطقه‌ای تأکید شده است.

مارگوس[2] و همکاران (۲۰۱۴) با بهره‌گیری از مدل‌های فضا–زمانی در کشور شیلی، نقش متغیرهای جغرافیایی مانند فاصله میان مراکز تولید، توزیع مکانی تولیدکنندگان و هزینه‌های حمل‌ونقل را در تفاوت‌های منطقه‌ای تورم بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که همسایگی مستقیم لزوماً مهم‌ترین عامل انتقال نیست و فواصل جغرافیایی می‌توانند اثر بیشتری داشته باشند.

مطالعات بین‌المللی و اقتصادهای پیشرفته

در این بخش، مطالعاتی گنجانده می‌شوند که به بررسی پویایی‌های تورم در سطح بین‌المللی، میان کشورها یا در قالب اتحادیه‌های پولی می‌پردازند. به طور نمونه، فام و سالا[3] (۲۰۲۲) با تمرکز بر اقتصادهای G7 و اسپانیا، از داده‌های ماهانه برای تحلیل سرریزهای متقابل نوسانات بین متغیرهای کلان استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که میزان اتصال در تورم (۵۸/۲ درصد) بیش از بیکاری (۴۱/۸ درصد) است و این اتصال در دوره‌های بحرانی مانند بحران مالی جهانی شدت می‌گیرد.

بک[4] و همکاران (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای تطبیقی، دینامیک تورم منطقه‌ای در کشورهای عضو منطقه یورو و ایالات متحده را بررسی کردند. یافته‌ها نشان دادند که مؤلفه‌های مشترک ناشی از سیاست‌های پولی یکسان و تحولات خارجی نظیر نرخ ارز و قیمت نفت، نقش مهمی در

1. Cakır
2. Margus
3. Pham and Sala
4. Beck

پویایی‌های تورم دارند. همچنین تأکید شد که تفاوت‌های ساختاری مناطق نقش تعیین‌کننده‌ای در تفاوت رفتار قیمتی ایفا می‌کنند.

ویلکینسون (۲۰۱۱) با استفاده از شاخص‌های آماری استاندارد، رفتار قیمتی کالاها در استان‌های بریتانیا را تحلیل کرد. نتایج حاکی از آن بود که کالاهایی نظیر انرژی، مسکن و دخانیات نوسانات قابل توجهی در سطح منطقه‌ای دارند و این تفاوت‌ها لزوماً به فشار تقاضای ملی مرتبط نیستند. او پیشنهاد می‌کند استفاده از شاخص‌های میانگین اصلاح‌شده می‌تواند ارزیابی دقیق‌تری از فشارهای تورمی ارائه دهد.

مطالعات داخلی

در حوزه داخلی، تمرکز مطالعات اغلب بر تأثیر متقابل بین استان‌ها و اثرات فضایی تورم است. به طور نمونه، ابونوری و روزی‌طلب (۱۴۰۴)، با استفاده از داده‌های استانی و مدل‌های فضایی، نشان دادند که تورم، بیکاری، مخارج دولت و تسهیلات بانکی علاوه بر اثر مستقیم، از طریق سرریزهای فضایی نیز موجب افزایش نابرابری می‌شوند.

یونسی و همکاران (۱۴۰۳) در بازه ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی نشان دادند که تورم استان‌های مجاور اثر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری دارد. همچنین متغیرهایی مانند سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری عمرانی نقش مؤثری در کاهش بیکاری داشته‌اند.

کرمی و خانزادی (۱۴۰۲) با استفاده از شاخص فرصت توسعه و تحلیل کاپولا، به بررسی رابطه نامتقارن بین توسعه و پایداری تورم پرداختند. یافته‌ها نشان داد که این وابستگی در سطوح پایین فرصت‌های توسعه، قوی‌تر است. علیزاده و همکاران (۱۴۰۰) با تمرکز بر تأثیر تورم و بیکاری بر فقر، به این نتیجه رسیدند که تورم‌های فزاینده ناشی از تحریم‌ها، باعث افزایش فقر در سطح استان‌ها شده و اثرات فضایی نیز این روند را تشدید کرده‌اند. کهریزی و همکاران (۱۳۹۷) با استفاده از منحنی فیلیپس نیوکینزی هیبریدی، نشان دادند که نرخ تورم جاری در یک استان تحت تأثیر مستقیم متغیرهای همان استان و متغیرهای استان‌های مجاور است. آن‌ها بر وجود همبستگی فضایی معنادار در شاخص‌های تورمی تأکید کردند.

در نهایت می‌توان بیان نمود که بررسی مطالعات بین‌المللی و داخلی نشان می‌دهد که علی‌رغم توجه به موضوع اتصال تورم و سرریزهای قیمتی، کمتر پژوهشی در ایران به بررسی ساختار شبکه‌ای سرایت تورم بین استان‌ها پرداخته است. مطالعات داخلی اغلب بر رویکردهای اقتصادسنجی فضایی و تأثیرات همجواری متمرکز بوده‌اند؛ اما هنوز مدل‌سازی دقیق نقش فرستنده و گیرنده در شبکه تورم استانی و تحلیل جهت و شدت انتقال قیمت‌ها در ساختار تعاملی مناطق مختلف، مغفول مانده است. پژوهش حاضر با تمرکز بر اتصال و سرریز تورم میان استان‌های ایران و بهره‌گیری از رویکرد شبکه‌ای، سعی در پر کردن این خلأ مهم علمی و سیاستی دارد.

روش‌شناسی پژوهش

معرفی الگوی پژوهش

در پژوهش حاضر به منظور بررسی اتصال و سرریز قیمت‌ها در استان‌های مختلف از رویکرد اتصال مشترک توسعه یافته[1] استفاده شده است. باید توجه داشت که روش‌های تحلیل اتصال نسبت به سایر روش‌های تحلیل سرریز و پویایی اقتصاد، چندین برتری کلیدی دارند. این روش‌ها قادرند به جای تمرکز صرف بر شاخص‌های ایستا مانند واریانس متغیرها، وابستگی‌های پویا و چندلایه میان آنها را مدل‌سازی کنند. برخلاف روش‌های سنتی که اغلب به تحلیل همبستگی یا رگرسیون ساده محدود می‌شوند، روش‌های اتصال مانند TVP-VAR قادرند روابط غیرخطی، ناهمسانی در نوسانات و تغییرات زمانی در ارتباطات میان متغیرها را به طور دقیق‌تری بررسی کنند (بالچیلار[2]، ۲۰۲۱). همچنین، روش‌های اتصال می‌توانند سرایت تکانه‌ها را در بازه‌های زمانی مختلف تحلیل کنند (آنتوناکاکیس، ۲۰۲۳).

برای توضیح رویکرد تخمین TVP-VAR در حالتی کلی خواهیم داشت:

$$y_t = \boldsymbol{B}_t y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_t) \qquad (۱)$$

$$\text{vec}\,(\boldsymbol{B}_t) = \text{vec}\,(\boldsymbol{B}_{t-1}) + \boldsymbol{v}_t \qquad \boldsymbol{v}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{R}_t) \qquad (۲)$$

که در آن y_t ، y_{t-1} و ε_t بردار های $k \times 1$ بُعدی و با جز خطا متناظر هستند. $\boldsymbol{B}_t$ و $\boldsymbol{\Sigma}_t$ ماتریس با ابعاد $k \times k$ به ترتیب منعکس کننده ضرایب VAR و ماتریس واریانس–کوواریانس

[1]. Extended Joint Connectedness
[2]. Balcilar

متغیر طی زمان هستند. همچنین $vec\ (\boldsymbol{B}_t)$ و $\boldsymbol{v}_t$ به عنوان بردارهای $k^2 \times 1$ بُعدی و $\boldsymbol{R}_t$ به عنوان ماتریسی با ابعاد $k^2 \times k^2$ تعریف می‌شوند. این مدل اجازه می‌دهد که تمام پارامترها ($\boldsymbol{B}_t$) و در نتیجه روابط میان سری‌ها با گذر زمان تغییر کنند. مفهوم تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته[1] (GFEVD) توسط کوپ[2] و همکاران (۱۹۹۶) مطرح شد و پسران و شین[3] (۱۹۹۸) قضیه تجزیه ولد[4] را طبق آن مطرح کردند. از این رو، معادله (۱) به روش مذکور به فرآیند TVP-VMA تبدیل خواهد شد:

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{B}_{it} y_{t-i} + \boldsymbol{u}_t = \sum_{h=0}^{\infty} \boldsymbol{A}_{h,t} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-\mathrm{i}} \qquad (۳)$$

در معادله فوق $\mathrm{A}_0 = \mathrm{I}_K$ و ε_t بردار تکانه‌های نوفه سفید (متقارن اما غیر متعامد) با ماتریس واریانس-کواریانس متغیر طی زمان با ابعاد $k \times k$ ($E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_t$) می‌باشد. بنابراین، خطای پیش‌بینی H مرحله‌ای را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\xi_t(H) = y_{t+H} - E(y_{t+H} | y_t, y_{t-1}, \dots) = \sum_{h=0}^{H-1} A_{h,t} \varepsilon_{t+H-h} \qquad (۴)$$

در مطالعه اولیه انجام شده توسط دیبولد و ایلماز (۲۰۱۲ و ۲۰۱۴) (DY)، از رویکرد تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته برای H گام آینده (GFEVD) استفاده شده است. در این رویکرد، GFEVD مقیاس بندی شده ($gSOT_{ij,t}$)، تأثیر یک تکانه از متغیر j را بر متغیر i و بر اساس اشتراک واریانس خطای پیش بینی که به عنوان اتصال جهت دار زوجی j بر i شناخته می‌شود نشان داده و به صورت رابطه ۶ محاسبه می‌شود:

$$\zeta_{ij,t}^{gen}(H) = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} \left(e_i' A_{ht} \Sigma_t \boldsymbol{e}_j\right)^2}{(e_i' \Sigma_t \boldsymbol{e}_j) \sum_{h=0}^{H-1} \left(e_i' A_{ht} \Sigma_t A_{ht}' \boldsymbol{e}_j\right)} \qquad (۵)$$

$$gSOT_{ij,t}(H) = \frac{\xi_{ij,t}^{gen}(H)}{\sum_{j=1}^{k} \xi_{ij,t}^{gen}(H)} \qquad (۶)$$

---

[1]. Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD)
[2]. Koop
[3]. Pesaran and Shin
[4] .Wold Decomposition Theorem

رویکرد اتصال مشترک و روابطی که از آن مشتق می‌شود، برخلاف رویکرد اصلی اتصال معرفی شده توسط دیبولد و ایلماز (۲۰۱۲ و ۲۰۱۴) (DY) که از روش نرمال‌سازی با مجموع سطری استفاده می‌کند، خود را به شاخص پرکاربرد برازش مدل یعنی ضریب تعیین R^2 مرتبط می‌سازند. در رویکرد اتصال مشترک اولیه که توسط لاستراپس و ویسن[1] (۲۰۲۰) معرفی گردید، پیشنهاد یک معیار جایگزین داده شد که با مفهوم اتصال در چارچوب روش دیبولد و ایلماز (۲۰۱۲) (DY) همخوانی دارد؛ با این حال از دقت بالاتری در سنجش سهم نسبی تکانه‌های سایر متغیرها در واریانس خطای پیش‌بینی برخوردار است. در واقع، مشکل اصلی روش DY این است که در رویکرد تجزیه واریانس تعمیم‌یافته، هم‌بستگی بین متغیرهای X و Y را هنگام محاسبه سهم آنها در واریانس متغیر Z نادیده می‌گیرد. اگر X و Y با یکدیگر هم‌بسته باشند، روش تعمیم‌یافته به احتمال زیاد سهم جداگانه آنها در متغیر Z را به شکل نامناسبی وزن‌دهی می‌کند و این امر بر ارزیابی درست سهم مشترک آنها در Z اثر گذار خواهد بود. در این رویکرد «اتصال جهت‌دار کل از سایر متغیرها»[2] (FROM) برابر است با:

$$S_{\cdot\rightarrow i,t}^{jnt,from} = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} e_i' A_{ht} \Sigma_t \boldsymbol{M}_i (M_i' \Sigma_t M_i')^{-1} M_i' \Sigma_t A_{ht}' \boldsymbol{e}_i}{\sum_{h=0}^{H-1} \left(e_i' A_{ht} \Sigma_t A_{ht}' \boldsymbol{e}_i\right)} \qquad (۷)$$

معادله فوق نشان‌دهنده سهمی از واریانس خطای پیش‌بینی H- مرحله‌ای متغیر i است که می‌توان آن را با در نظر گرفتن هم‌زمان تکانه‌های آینده سایر متغیرها (یعنی همه متغیرهای غیر از متغیر i) توضیح داد. در اینجا $\boldsymbol{M}_i$ یک ماتریس مستطیلی با ابعاد $K \times (K-1)$ است که معادل ماتریس واحد (همانی) می‌باشد بر این اساس، شاخص اتصال کل مشترک[3] (TCI) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$jSOI_t = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{K} S_{i\leftarrow\cdot,t}^{jen,from} \qquad (۸)$$

این شخص بر خلاف شاخص TCI مرسوم معرفی شده توسط DY، بین صفر و یک بوده و مانند آنچه که کاتزیانتونیو[4] و همکاران (۲۰۱۹) بیان کردند نیاز به نرمال‌سازی ندارد.

---

[1]. Lastrapes and Wiesen
[2] Total Directional Connectedness FROM others (FROM)
[3]. Joint Total Connectedness Index
[4]. Chatziantoniou

در مطالعه اصلی لاستراپس و ویسن (۲۰۲۰)، یک پارامتر مقیاس‌گذاری به نام λ_t معرفی شده است تا امکان محاسبه شاخص اتصال مشترک معادل «اتصال جهت‌دار کل به سایر متغیرها[۱]» (TO) ($S_{i\to j,t}^{gen,to}$) فراهم شود. در اینجا از رابطه بین شاخص اتصال کل تعمیم‌یافته (gSOI) و شاخص اتصال کل مشترک (jSOI) برای توجیه مقیاس‌گذاری[۲] $S_{i\to j,t}^{gen,to}$ استفاده می‌شود. در این رویکرد، λ به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$\widetilde{gSOT_{ij,t}} = \lambda_t gSOT_{ij,t} \quad (۹)$$

$$\lambda_t = \frac{jSOT_t}{\frac{1}{k}\sum_{i=1}^{K}\sum_{j\neq i}^{K} gSOT_{ij,t}} = \frac{jSOI_t}{gSOI_t} \quad (۱۰)$$

در نهایت، شاخص اتصال جهت‌دار کل از متغیر j به سایر متغیرها را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$S_{i\to\cdot}^{jnt,to} = \sum_{j=1,i\neq j}^{K} \widetilde{gSOT_{ji,t}} \quad (۱۱)$$

معادله فوق امکان محاسبه شاخص‌های اتصال جهت‌دار خالص کل (NET) را به همان شیوه‌ای که در رویکرد اصلی اتصال استفاده می‌شود، فراهم می‌سازد:

$$S_{i,t}^{jnt,net} = S_{i\to\cdot,t}^{jnt,to} - S_{i\leftarrow\cdot,t}^{jnt,from} \quad (۱۲)$$

با این حال، مشکل اصلی نسخه‌های اولیه رویکرد اتصال مشترک آن بود که در آن قالب نمی‌توان سرریزهای جهت‌دار خالص زوجی یا جفتی (NPDC) را محاسبه کرد؛ سرریزهایی که قدرت روابط دوجانبه میان متغیرها را تعیین می‌کنند. باتوجه به این مشکلات، رویکرد اتصال مشترک توسعه یافته[۳] توسط بالچیلار و همکاران (۲۰۲۱) معرفی گردید. هدف اصلی این رویکرد، یافتن معادل جدول اتصال معرفی شده توسط DY در چارچوب رویکرد اتصال مشترک است؛ یعنی $jSOT_{ij,t}$ که شرایط زیر را برآورده سازد:

---

[1]. Total Directional Connectedness TO others (TO)

[۲]. مفهوم مقیاس‌گذاری (Scaling) در اقتصاد، اقتصادسنجی و علوم داده، به فرایندی اشاره دارد که طی آن مقدار یک متغیر یا داده با استفاده از یک ضریب یا روش خاص تبدیل، نرمال‌سازی یا بزرگ/کوچک می‌شود؛ به‌طوری‌که بتوان آن را راحت‌تر مقایسه، تحلیل یا مدل‌سازی کرد.

[3]. Extended Joint Connectedness Approach

$$S_{i\leftarrow\cdot,t}^{jnt,from} = \sum_{j=1,j\neq i}^{K} jSOT_{ij,t} \quad (۱۳)$$

$$S_{\cdot\leftarrow i,t}^{jnt,to} = \sum_{j=1,i\neq j}^{K} jSOT_{ji,t} \quad (۱۴)$$

$$jSOI_t = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{K} S_{i\leftarrow\cdot}^{jnt,from} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{K} S_{i\rightarrow\cdot}^{jnt,to} \quad (۱۵)$$

برای این منظور، بالچیلار و همکاران (۲۰۲۱) روش مقیاس‌گذاری ارائه‌شده توسط لاستراپس و ویسن (۲۰۲۰) را توسعه دادند. این امر به نوبه خود به این معناست که محاسبه پیشنهادی در معادله ۹ باید برقرار باشد. از آنجا که مجموع سطری در جدول اتصال رویکرد توسعه یافته و جدول اتصال رویکرد مشترک باید برابر با ۱ باشد، عناصر قطری جدول اتصال مشترک نیز باید بدون تغییر باقی بمانند. بنابراین، ضریب مقیاس‌گذاری λ باید برای هر سطر متفاوت باشد که منجر به معادلات زیر می‌شود:

$$\lambda_i = \frac{S_{i\leftarrow\cdot,t}^{jnt,from}}{S_{i\leftarrow\cdot,t}^{gen,from}} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{K} \lambda_i \quad (۱۶)$$

مقیاس‌گذاری λ در رویکرد اخیر و آنچه در رویکرد اتصال مشترک اولیه بدست می‌آید، یکسان هستند. تنها تفاوت این است که رویکرد توسعه یاقته، انعطاف‌پذیری بیشتری دارد؛ چرا که برای هر سطر یک ضریب مقیاس‌گذاری جداگانه در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس، روابط زیر در محاسبه شاخص‌ها لحاظ خواهد شد:

$$jSOT_{ji,t} = \lambda_i \, gSOT_{ij,t} \quad (۱۷)$$

$$jSOT_{ji,t} = 1 - S_{i\leftarrow\cdot,t}^{jnt,from} \quad (۱۸)$$

$$S_{\cdot\leftarrow i,t}^{jnt,to} = \sum_{j=1,j\neq i}^{K} jSOT_{ij,t} \quad (۱۹)$$

در نهایت، با این فرض که پارامتر مقیاس (λ) برای هر متغیر (هر سطر) به‌صورت جداگانه تنظیم شود، می‌توان شاخص‌های اتصال جهت‌دار خالص کل (NET) و زوجی (جفتی) (NPDC) را به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$S_{i,t}^{jnt,net} = S_{i\rightarrow\cdot,t}^{jnt,to} - S_{i\leftarrow\cdot,t}^{jnt,from} \quad (۲۰)$$

$$S_{ij,t}^{jnt,net} = gSOT_{ji,t} - gSOT_{ij,t} \quad (۲۱)$$

نتایج مطالعه بالچیلار و همکاران (۲۰۲۱) نشان داد که تفسیر نتایج در این رویکرد با رویکرد اصلی اتصال ارائه شده توسط دیبولد و ایلماز (۲۰۱۲) یکسان است. با این حال نتایج بدست‌آمده از روش اخیر، به دلیل آنکه بر محدودیت‌های ناشی از نرمال‌سازی با مجموع سطری غلبه می‌کند، دقیق‌تر می‌باشد.

در انتهای این بخش لازم به ذکر است که مفهوم «اثرگذاری» (فرستنده بودن) و «اثرپذیری» (گیرنده بودن) استان‌ها در چارچوب مدل TVP-VAR تبیین می‌شود. شاخص‌های جهت‌دار اتصال از طریق تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (GFEVD) محاسبه شده و تفاوت میان شاخص‌های اثرگذاری (TO) و اثرپذیری (FROM) برای هر استان، شاخص خالص ارتباط (NET) را نشان می‌دهد.

از دیدگاه تحلیلی، «اثرگذار بودن» به معنای پیش‌نگری زمانی[1] است؛ یعنی تغییرات قیمتی در آن استان پیش از سایر استان‌ها رخ می‌دهد و از نظر آماری به‌صورت علیّت گرنجری[2] بر تورم سایر مناطق اثر دارد. بنابراین، در این مطالعه «اثرگذار بودن» به معنای وقوع تکانه ساختاری یا سیاست محلی خاص در آن استان نیست؛ بلکه نشان‌دهنده نقش زمانی و شبکه‌ای استان در انتشار نوسانات قیمتی در سطح کشور است. بر همین اساس، شناسایی استان‌های دارای شاخص NET مثبت می‌تواند به‌عنوان نواحی پیش‌نگر تورمی مورد استفاده قرار گیرد و در سیاست‌گذاری‌های مختلف از جمله طراحی سامانه‌های هشدار زودهنگام تورم منطقه‌ای برای سیاست‌گذاران اقتصادی مفید واقع شود.

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، برای بررسی اتصال و سرریز شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (CPI) میان استان‌های کشور، از داده‌های ماهانه شاخص CPI طی دوره فروردین ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۴۰۳ استفاده شده است. در پژوهش حاضر به منظور جلوگیری از بروز مشکلات ناشی از وجود ریشه

[1]. Leading Behavior
[2]. Granger-causal

واحد، از تفاضل لگاریتمی متغیرها استفاده شده است. بر این اساس، نتایج آمار توصیفی که در پیوست (جدول الف) آورده شده نشان می‌دهد که نرخ رشد ماهانه CPI در سطح کشور به‌طور میانگین حدود ۲/۰۸ درصد است و در بازه‌ای از ۱/۹۷ درصد (ایلام) تا ۲/۲۳ درصد (کرمانشاه) نوسان دارد. این همگرایی نسبی در میانگین نرخ تورم میان استان‌ها بیانگر الگوی یکنواخت تورمی در سطح کشور است؛ هرچند بررسی‌های دقیق‌تر، تفاوت‌هایی در پراکندگی و رفتار زمانی تورم در استان‌ها را آشکار می‌سازد.

در بُعد نوسانات، استان‌هایی مانند ایلام و کردستان با واریانس بالا، دارای بیشترین ناپایداری و استان‌هایی چون تهران و زنجان با کمترین واریانس، دارای بیشترین ثبات هستند. توزیع تورم ماهانه در همه استان‌ها چولگی مثبت دارد که از وقوع جهش‌های قیمتی در برخی ماه‌ها حکایت دارد. مقادیر کشیدگی بالا در استان‌هایی مانند کرمانشاه و خوزستان نیز احتمال وقوع نوسانات شدید فراتر از توزیع نرمال را تقویت می‌کند. همچنین، تحلیل‌های سری‌زمانی نشان می‌دهد که تکانه‌های تورمی اغلب ساختاری خوشه‌ای دارند و از حافظه بلندمدت برخوردارند، به‌طوری که افزایش تورم در یک ماه، احتمال نوسانات مشابه در ماه‌های بعد یا در استان‌های هم‌جوار را افزایش می‌دهد. بر این اساس نتایج آزمون ERS نیز ایستایی نرخ رشد قیمت‌ها را تأیید می‌کند.

در تحلیل شبکه‌ای سرایت قیمتی، از شاخص‌های اتصال جهت‌دار TO (اثرگذاری) و FROM (اثرپذیری) استفاده شده است. نتایج پیوست (جدول ب) نشان می‌دهند که استان‌هایی نظیر آذربایجان شرقی، اردبیل، اصفهان، البرز و تهران عمدتاً مستقل از تکانه‌های بیرونی عمل کرده و در سرایت نوسانات به سایر استان‌ها نقش مهمی ایفا می‌کنند. در مقابل، استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویراحمد، ایلام و هرمزگان تقریباً به‌طور کامل از تغییرات سایر مناطق تأثیر می‌پذیرند. این ناهمگونی در نقش استان‌ها، ساختاری نامتقارن و سلسله‌مراتبی را در شبکه تورمی کشور نشان می‌دهد.

بررسی شاخص اتصال خالص (NET) در پیوست (جدول ب) نیز بیانگر آن است که استان‌هایی مانند اصفهان، کرمان، کردستان و کرمانشاه به‌عنوان صادرکنندگان خالص تکانه‌های قیمتی شناخته می‌شوند؛ در حالی‌که استان‌هایی نظیر آذربایجان شرقی، تهران، گیلان و به‌ویژه

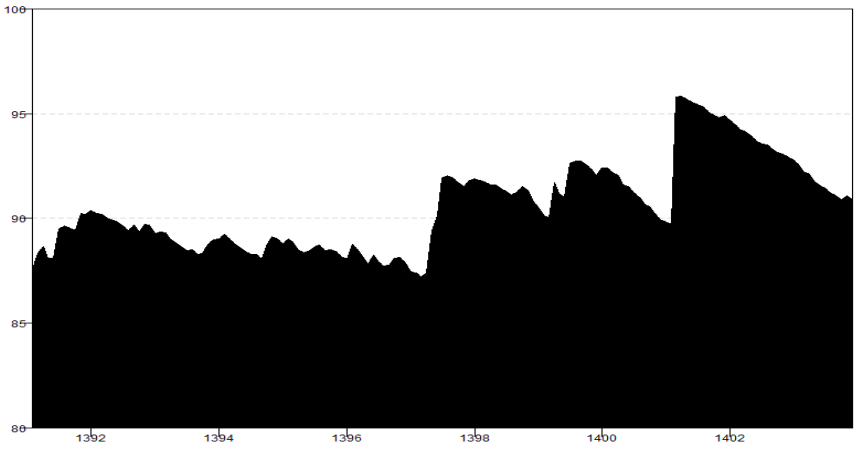
کهگیلویه و بویراحمد نقش دریافت‌کننده خالص دارند. این نتایج مؤید وجود ساختاری دوگانه در الگوی سرایت تورم میان استان‌هاست. در کنار این موارد، شاخص ترکیبی اتصال کل (TCI) که متوسط هم‌پیوندی میان استان‌ها را نشان می‌دهد، با مقدار ۹۰/۵ درصد، گویای درجه بالای وابستگی متقابل و درهم‌تنیدگی در سیستم قیمتی کشور است؛ به‌طوری که حتی تکانه‌های محلی نیز می‌توانند آثار زنجیره‌ای در سطح ملی بر جای بگذارند.

شاخص‌های فوق که در پیوست (جدول ب) آورده شده، همگی میانگین برخی از مهمترین شاخص‌ها می‌باشد که در رویکرد اتصال و در دوره زمانی پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. با این حال بررسی پویایی‌های این شاخص‌ها نیز حاوی اطلاعات ارزشمندی از اتصال شاخص قیمت کل مصرف کننده در استان‌ها می‌باشد. بر اساس شکل ۱، بررسی پویایی‌های شاخص TCI از ابتدای دهه ۱۳۹۰ تا سال ۱۴۰۳ نشان‌دهنده دگرگونی‌های ساختاری در نحوه سرایت تورم میان استان‌های کشور است. مقدار این شاخص که بیانگر میانگین شدت اثرپذیری استانها از تکانه‌های قیمتی سایر استانهاست، طی این دوره رفتار نوسانی ولی معناداری را تجربه کرده است (نمودار ۱). در سال‌های نخست (۱۳۹۲ تا حدود ۱۳۹۶)، مقدار TCI بیشتر در بازه ۸۸ تا ۹۱ درصد قرار دارد و در مقاطعی حتی به زیر ۸۷ درصد نیز افت می‌کند. این روند می‌تواند به دوره‌ای از شکست نسبی در هم‌زمانی و هم‌پیوندی تورمی میان مناطق مختلف کشور اشاره داشته باشد. از جمله دلایل احتمالی این وضعیت می‌توان به کنترل پایه پولی در دولت، وجود نرخ ارز تثبیت‌شده و محدود بودن کانال‌های انتقال قیمتی از جمله گردش اطلاعات (اینترنت و ...)، زیرساخت لجستیک و شفافیت اطلاعاتی اشاره کرد که همه در کاهش سرایت تکانه‌ها میان مناطق نقش داشتند.

در سال‌های منتهی به ۱۳۹۷، به‌ویژه در آستانه و پس از بازگشت تحریم‌های آمریکا و همچنین آغاز دور جدید بی‌ثباتی‌های اقتصاد کلان، شاخص TCI با یک جهش ساختاری مواجه می‌شود و به سطوح بالاتر از ۹۵ درصد می‌رسد. این افزایش ناگهانی در اتصال کل نشان می‌دهد که نظام قیمتی استان‌ها به‌طرز بی‌سابقه‌ای هم‌زمان و هم‌پیوند شده‌اند. دلایل این تحول را باید در مجموعه‌ای از واقعیت‌های اقتصادی کشور جست‌وجو کرد؛ از جمله می‌توان به جهش ارزی سال ۱۳۹۷، آزادسازی نسبی قیمت‌ها در برخی بخش‌ها، رشد انتظارات تورمی در سطح ملی و

گسترش ابزارهای توزیع و تجارت بین‌استانی اشاره کرد. این عوامل منجر به آن شدند که یک تکانه قیمتی در یک استان یا بازار خاص، به‌سرعت و با شدت به مناطق دیگر سرایت کند.

از اواسط سال ۱۴۰۱ به بعد، نمودار TCI روندی نزولی را آغاز می‌کند؛ با این حال مقدار آن همچنان در سطوح بالاتر از دوره ابتدایی دهه ۱۳۹۰ باقی مانده است. کاهش تدریجی در این شاخص ممکن است ناشی از افزایش واگرایی در مسیرهای قیمتی گروه‌های مختلف کالا، تشدید سیاست‌های کنترلی ناحیه‌ای، یا افزایش سهم کالاهای خاص منطقه‌ای در سبد مصرف خانوارها باشد. به بیان دیگر، در حالی‌که ساختار کلی قیمت‌ها در کشور همچنان به‌هم پیوسته است، نشانه‌هایی از تفکیک تدریجی پویایی‌های قیمتی استان‌ها مشاهده می‌شود که می‌تواند ریشه در عوامل نهادی، جغرافیایی و زیرساختی داشته باشد. همچنین باید در نظر گرفت که برخی اقدامات اصلاحی نظیر تغییرات در بودجه‌بندی استانی، تمرکز بر کنترل بازار در استان‌های خاص و سیاست‌های هدفمند یارانه‌ای نیز در کاهش همبستگی کلی بی تأثیر نبوده‌اند.



شکل ۱. شاخص اتصال کل (**TCI**) شاخص کل قیمت استانها

منبع: یافته‌های پژوهش.

شکل ۲، روند زمانی شاخص اتصال خالص کل (NET) را برای ۳۱ استان کشور نمایش می‌دهد. این شاخص حاصل تفاضل اثرگذاری یک استان بر سایر استانها (TO) و اثرپذیری آن از سایر استان‌ها (FROM) است و از نظر مفهومی، نشان‌دهنده نقش علّی (زمانی) هر استان در

انتقال تکانه‌های قیمتی در شبکه قیمتی کشور است. مقادیر مثبت نشان‌دهنده اثرگذاری خالص (فرستنده تکانه) و مقادیر منفی بیانگر اثرپذیری خالص (گیرنده تکانه) هستند. بررسی این شاخص می‌توانند به‌عنوان نواحی پیش‌نگر در شکل‌گیری یا انتقال تورم شناخته شوند. این بدان معناست که نوسانات قیمتی در این استان‌ها، پیش از آنکه در سطح ملی یا سایر استانها ظاهر شود، بروز می‌یابد و از این رو، پایش مستمر شاخص NET در آنها می‌تواند نقش هشدار زودهنگام برای نهادهای سیاست‌گذار ایفا کند.

شاخص اتصال خالص کل (NET)، که از تفاضل اثرگذاری هر استان بر سایر استان‌ها (TO) و اثرپذیری آن از سایر استان‌ها (FROM) بدست می‌آید، نشان‌دهنده نقش علّی زمانی هر استان در انتقال تکانه‌های قیمتی در شبکه قیمتی کشور است. مقادیر مثبت این شاخص بیانگر اثرگذاری خالص (فرستنده تکانه) و مقادیر منفی نشان‌دهنده اثرپذیری خالص (گیرنده تکانه) هستند. پایش این شاخص می‌تواند به شناسایی نواحی پیش‌نگر در شکل‌گیری یا انتقال تورم کمک کند و ابزاری هشداردهنده برای نهادهای سیاست‌گذار فراهم سازد.

تحلیل روند زمانی شاخص NET در شکل ۲ نشان می‌دهد که تنها تعداد محدودی از استان‌ها در طول دوره به‌صورت پایدار دارای NET مثبت بوده‌اند. از جمله، استان‌های کرمانشاه (KSH)[۱] و هرمزگان (HRM) در اغلب سال‌ها نقش فرستنده خالص تکانه‌های قیمتی را ایفا کرده‌اند. این امر اگرچه لزوماً به سهم بالای آن‌ها در تولید ناخالص داخلی مربوط نمی‌شود، اما می‌تواند ناشی از موقعیت جغرافیایی، نقش آن‌ها در مسیرهای توزیع یا حساسیت قیمت برخی کالاهای خاص باشد.

در مقابل، استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویراحمد (KOH) و سیستان و بلوچستان (SIB) در بیشتر سال‌ها دارای مقادیر منفی و بعضاً بسیار پایین شاخص NET بوده‌اند. همچنین، استان تهران (TEH) نیز برخلاف تصور رایج، در کل دوره مورد بررسی عمدتاً در نقش گیرنده تکانه‌های قیمتی ظاهر شده است. این وضعیت ممکن است ناشی از ساختار مصرف‌محور پایتخت، وابستگی به تأمین کالا از سایر استان‌ها یا تأثیرپذیری بیشتر از سیاست‌های تنظیم بازار باشد.

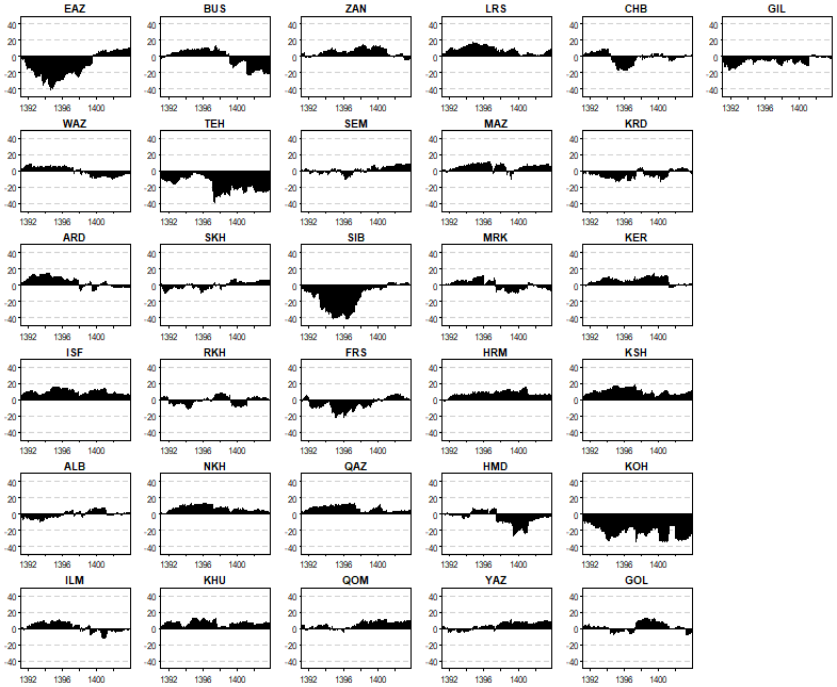
---

[۱]. کدهای اسامی استان‌ها در جدول پیوست ۱ آورده شده است.

در برخی استان‌ها، شاخص NET رفتار ناپایدار و نوسانات شدید داشته است. استان‌هایی مانند بوشهر (BUS) و یزد (YAZ) در برخی سال‌ها تغییرات قابل توجهی در مقدار و جهت شاخص تجربه کرده‌اند. این نوسانات می‌تواند ناشی از تأثیرپذیری بالا از تکانه‌های کلان اقتصادی مانند جهش نرخ ارز، اصلاح قیمت حامل‌های انرژی یا تکانه‌های سیاستی باشد.

در مقابل، استان‌هایی نظیر قزوین (QAZ)، مازندران (MAZ) و تهران (TEH) روندی به نسبت پایدار، نزدیک به صفر و با دامنه نوسان محدود در شاخص NET داشته‌اند. این ثبات ممکن است ناشی از ساختار اقتصادی متوازن یا ایفای نقش متعادل در فرستادن و دریافت تکانه‌های قیمتی باشد.

در مجموع، شاخص NET تصویری روشن از پویایی علّی شبکه قیمتی کشور ارائه می‌دهد. برخلاف دیدگاه‌های سنتی، استان‌هایی با سهم اقتصادی بالا لزوماً در جایگاه اثرگذار ظاهر نشده‌اند (مانند تهران و اصفهان)، و در مقابل، برخی استان‌ها با ویژگی‌های خاص جغرافیایی یا ساختاری، علی‌رغم سهم اقتصادی محدود، در انتقال تکانه‌های قیمتی نقش پررنگی داشته‌اند. این تحلیل ضرورت استفاده از شاخص‌های علّی در کنار آمارهای سطحی برای سیاست‌گذاری مؤثرتر در حوزه تورم و تنظیم بازار را برجسته می‌سازد.



شکل۲. شاخص اتصال خالص (**NET**) شاخص کل قیمت استان‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش.

شکل ۳ ساختار شبکه‌ای شاخص اتصال جهت دار زوجی (NPDC) میان استان‌های کشور را نمایش می‌دهد. این شاخص، بر خلاف شاخص NET که برآیند کلی اثرگذاری یا اثرپذیری هر استان در کل سیستم را نشان می‌دهد، به تفکیک روابط دو به دوی بین استان‌ها محاسبه می‌شود.

در این شکل، هر گره نماینده یک استان است و رنگ آن بر اساس علامت NPDC تعیین شده که در آن گره زرد نشان‌دهنده استان‌هایی با مجموع NPDC منفی (گیرنده خالص تکانه‌ها) و گره آبی نشان‌دهنده استان‌هایی با مجموع NPDC مثبت (فرستنده خالص تکانه‌ها) است. اندازه گره نیز میزان کل تأثیرگذاری (اعم از مثبت یا منفی) استان را در کل شبکه نشان می‌دهد.

نخستین نکته قابل توجه، جایگاه استان تهران (TEH) است. این استان با رنگ زرد و اندازه بزرگ در مرکز شبکه قرار دارد و دارای روابط خروجی متعددی به سایر استان‌هاست که

نشان‌دهنده نقش فعال آن در دریافت تکانه‌های قیمتی به‌صورت دو به دو است. این وضعیت در هماهنگی با شاخص NET بیانگر آن است که تهران نه‌تنها در کل سیستم، بلکه در مسیرهای دو به دو نیز گیرنده خالص بوده است؛ وضعیتی که به احتمال زیاد ناشی از وزن بالای این استان در مصرف نهایی، تمرکز تقاضا و انعکاس انتظارات تورمی از سایر نقاط کشور است.

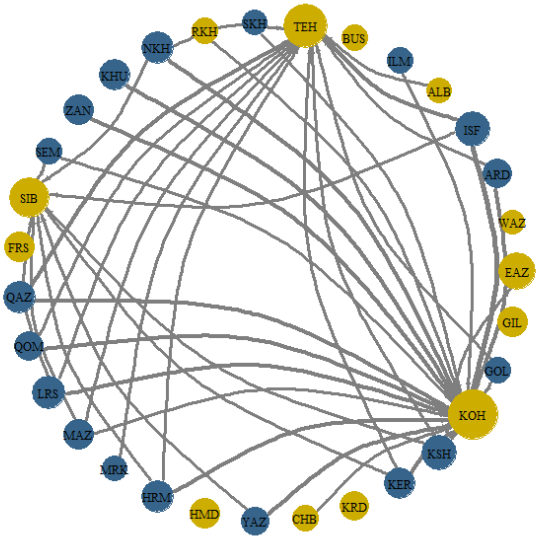
استان‌هایی مانند کهگیلویه و بویراحمد (KOH)، فارس (FRS)، سیستان و بلوچستان (SIB)، آذربایجان شرقی (EAZ)، گیلان (GIL) و گلستان (GOL) نیز از جمله گره‌های زردرنگ با درجه بالا هستند که در جایگاه گیرنده خالص تکانه‌ها قرار دارند. برخی از این استان‌ها مانند فارس (FRS) و آذربایجان شرقی (EAZ) دارای زیرساخت‌های تولیدی و توزیعی گسترده هستند، اما برخی دیگر نظیر کهگیلویه و بویراحمد (KOH) با وجود وزن اقتصادی پایین، در جذب تکانه‌های قیمتی از سایر استان‌ها نقش معناداری دارند. اندازه بزرگ گره کهگیلویه و بویراحمد و تراکم یال‌های ورودی آن، تأییدی بر نقش غیرمنتظره اما فعال این استان در شبکه است.

این وضعیت خاص می‌تواند ناشی از چند عامل از جمله نوسانات شدید قیمت در استان‌های کوچک‌تر باشد که در مدل‌های شبکه‌ای بدون وزن‌دهی بر اساس GDP وارد محاسبه می‌شوند. همچنین، روابط اقتصادی غیررسمی، جغرافیای توزیع کالا و جایگاه استان در زنجیره تأمین انرژی نیز می‌توانند نقش مؤثری ایفا کنند. وجود مسیرهای متعدد به KOH از استان‌های همجوار مانند فارس(FRS) ، خوزستان(KHU) ، چهارمحال و بختیاری (CHB) و بوشهر (BUS) نشانه‌ای از این ارتباطات است.

در سوی دیگر، گره‌های آبی مانند خراسان رضوی(RKH) ، قزوین(QAZ) و قم (QOM) نقش فرستنده خالص تکانه‌های قیمتی را ایفا می‌کنند. نوسانات قیمت در این استان‌ها به طور عمده منشأ داخلی دارد و اثر علّی آنها بر سایر مناطق محسوس است. این پدیده می‌تواند به ساختار تولیدی، جایگاه در زنجیره تأمین و نقش تأثیرگذارتر در بازار ملی مرتبط باشد.

همچنین باید تأکید کرد که مدل NPDC برخلاف تحلیل‌های سنتی بر اساس تولید ناخالص یا جمعیت استان‌ها عمل نمی‌کند. در این مدل، نوسانات شدید قیمت حتی در استان‌های کوچک نیز می‌تواند ساختار شبکه را تحت تأثیر قرار دهد. از این‌رو، تحلیل شبکه‌ای مانند NPDC

به سیاست‌گذار امکان می‌دهد نواحی «پیش‌نگر تورم» را زودتر شناسایی کرده و الگوهای سرایت قیمت را به‌درستی رصد کند.



شکل ۳. شاخص اتصال جهت دار زوجی (**NPDC**) شاخص کل قیمت استان‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که الگوی سرایت تورم در ایران دارای ساختاری ناهمگون، نامتقارن و شبکه‌ای است؛ به‌گونه‌ای که برخی استان‌ها نقش فرستنده تکانه‌های قیمتی و برخی دیگر نقش گیرنده تکانه‌ها را ایفا می‌کنند. این تمایز درون‌سیستمی، پرسش مهمی را مطرح می‌کند که در چارچوب مبانی نظری چرا برخی استان‌ها منشأ سرایت تورم می‌شوند؟

پژوهش‌های منطقه‌ای و کلان در ایران و سایر کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهند که علت فرستنده بودن یک منطقه در شبکه تورمی، الزاماً اندازه اقتصادی یا سطح تولید آن نیست؛ بلکه به مجموعه‌ای از ویژگی‌های فضایی، تجاری، نهادی و ساختاری مرتبط است (الناصار[1]، ۲۰۲۳).

[1]. Al-Nassar

به‌طور کلی، این ویژگی‌ها را می‌توان در چند دسته اصلی تحلیل کرد:

الف) نقش موقعیت جغرافیایی و بازبودن تجاری: بر اساس مبانی نظری اقتصاد فضایی و مطالعات تجربی در کشورهای در حال توسعه، موقعیت جغرافیایی و میزان بازبودن تجاری از عوامل کلیدی در شکل‌گیری سرایت تورم منطقه‌ای محسوب می‌شوند. به‌ویژه، استان‌هایی که در مرزها، بنادر و محورهای اصلی حمل‌ونقل بین‌استانی قرار دارند، به دلیل وابستگی بالاتر به تجارت مرزی و نوسانات ارزی، اغلب نخستین مناطقی هستند که از تکانه‌های قیمتی تأثیر می‌پذیرند و سپس این نوسانات را به سایر نواحی منتقل می‌کنند (چاکر[1]، ۲۰۲۳). در ایران نیز، شواهد حاکی از آن است که استان‌های مرزی همچون کردستان، سیستان‌وبلوچستان و آذربایجان غربی، به‌واسطه وابستگی ساختاری به تجارت برون‌مرزی، نقش فعالی در انتقال تکانه‌های تورمی از محیط بیرونی به درون اقتصاد ملی ایفا می‌کنند.

ب) ساختار اقتصادی و ترکیب کالاها: ساختار اقتصادی و ترکیب کالایی مناطق، از عوامل کلیدی در تعیین نقش آنها در شبکه سرایت تورم به‌شمار می‌آید. در اقتصادهایی با وابستگی بالا به واردات، مناطق یا استان‌هایی که بخش عمده‌ای از کالاهای مصرفی و واسطه‌ای خود را از خارج کشور یا از سایر مناطق داخلی تأمین می‌کنند، به طور معمول در معرض افزایش زودهنگام قیمت‌ها به‌ویژه در دوره‌های تکانه ارزی و تجاری قرار می‌گیرند. در ایران نیز، مطالعات نشان داده‌اند که وابستگی به واردات و تغییرات نرخ ارز از مهم‌ترین محرک‌های تورم هستند (همتی[2] و همکاران، ۲۰۱۸). . این الگو به‌طور خاص در استان‌هایی که دارای بنادر اصلی یا مراکز توزیع و لجستیک کشور هستند مانند هرمزگان، اصفهان و کرمانشاه مصداق دارد؛ چرا که این مناطق به‌دلیل تمرکز فعالیت‌های تجاری و حمل‌ونقلی، نخستین نقاطی هستند که از تغییرات قیمتی متأثر می‌شوند و سپس از مسیر توزیع کالا، نقش انتقال‌دهنده را در شبکه ملی قیمت‌ها را ایفا می‌کنند.

ج) نقش زیرساخت‌های حمل‌ونقل و زنجیره تأمین: مطالعات اقتصاد منطقه‌ای نشان می‌دهند که شدت سرایت تورم با تراکم شبکه حمل‌ونقل، انبارداری و جریان کالا رابطه‌ای مستقیم دارد؛ زیرا این شبکه‌ها مسیر اصلی انتقال قیمت‌ها میان مناطق هستند (مهرآرا و سجودی[3]، ۲۰۱۵). به‌عبارت

---

1. Cakir
2. Hemmati
3. Mehrara and Sujoudi

دیگر، هرچه ساختار تأمین و توزیع کالا در یک استان گسترده‌تر و پیوند آن با سایر مناطق قوی‌تر باشد، تکانه‌های قیمتی سریع‌تر و با دامنه‌ی بیشتری از آن استان به سایر نقاط کشور منتقل می‌شود. این پدیده در استان‌هایی نظیر اصفهان، کرمانشاه، خوزستان و فارس که به‌عنوان گره‌های میانی شبکه لجستیک و حمل‌ونقل کشور عمل می‌کنند، برجسته‌تر است.

د) عوامل نهادی و سیاستی: بخشی از تفاوت در نقش سرایتی استان‌ها در ایران ناشی از تفاوت در مداخلات دولتی، نظام قیمت‌گذاری محلی و سیاست‌های یارانه‌ای است. تغییرات منطقه‌ای در قیمت نهاده‌های کلیدی مانند سوخت، انرژی یا کالاهای اساسی می‌تواند از مسیر انتظارات تورمی و اثرات جانشینی قیمتی، به سایر استان‌ها سرایت کرده و موجب تقویت نوسانات تورمی در سطح ملی شود. این امر بیانگر آن است که سیاست‌های قیمتی و یارانه‌ای غیریکپارچه می‌توانند به‌صورت ناخواسته به تقویت پیوندهای تورمی منطقه‌ای منجر شود (عباس و ارشد[1]، ۲۰۲۳).

هـ) نقش انتظارات و پیوندهای رفتاری: شواهد تجربی و تحلیل‌های رفتاری جدید نشان می‌دهند که بخش قابل‌توجهی از نوسانات تورمی نه از تغییرات واقعی عرضه و تقاضا، بلکه از مسیر انتظارات تورمی و پیوندهای روانی میان فعالان اقتصادی شکل می‌گیرد. در چنین شرایطی، انتشار اخبار، پیش‌بینی‌های غیررسمی یا سیگنال‌های سیاستی می‌تواند موجب تغییر در رفتار قیمت‌گذاری و مصرف حتی پیش از وقوع تغییر واقعی در متغیرهای بنیادی شود. در اقتصادهایی که با نوسانات ارزی شدید و سیاست‌های نامطمئن قیمتی مواجه‌اند، این سازوکار به یکی از اصلی‌ترین محرک‌های سرایت تورم رفتاری بدل می‌شود؛ به‌گونه‌ای که تغییر در انتظارات تورمی در یک منطقه یا بخش اقتصادی می‌تواند از طریق کانال‌های رسانه‌ای، بازارهای هم‌پیوسته یا حتی تعاملات اجتماعی، به سایر مناطق گسترش یابد. مطالعه‌ای در ایران نیز تأیید می‌کند که در واکنش به شوک‌های قیمتی و ارزی، رفتار پیش‌نگرانه عاملان اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای در پایداری و گسترش تورم دارد (کیا و جعفری[2]، ۲۰۲۳).

---

[1]. Abbas and Arshed
[2]. Kia and Jafari

در مجموع و بر اساس نتایج می‌توان بیان نمود که شواهد و تحلیل‌های فوق نشان می‌دهند که الگوی سرایت تورم در ایران نه‌تنها چندبُعدی، بلکه فضایی و ساختاری است. تفاوت در موقعیت جغرافیایی، ترکیب کالایی، زیرساخت‌های حمل‌ونقل و سیاست‌های قیمتی موجب شده است که هر استان مسیر خاصی برای انتقال نوسانات قیمتی داشته باشد. برای نمونه، در استان کردستان وابستگی بالا به تجارت مرزی و نوسانات نرخ ارز، این منطقه را به یکی از نقاط آغاز سرایت تورم از مسیر تجاری تبدیل کرده است؛ در هرمزگان، حضور بنادر اصلی و جریان بالای واردات، کانال وارداتی سرایت تورم را فعال نگه می‌دارد؛ در کرمانشاه نیز به‌دلیل موقعیت لجستیکی و نقش واسط در شبکه حمل‌ونقل، کانال توزیع داخلی قیمت‌ها برجسته است. همچنین در استان‌های اصفهان و خوزستان با ساختار صنعتی و انرژی‌محور، تکانه‌های هزینه تولید به‌سرعت به سطح مصرف منتقل می‌شوند؛ در سیستان و بلوچستان و البرز نیز، نقش ترانزیتی و ارتباطی گسترده سبب تسهیل در انتشار فضایی تورم شده است.

بدین‌ترتیب نتایج نشان می‌دهد که الگوی تورم منطقه‌ای در ایران حاصل برهم‌کنش پیچیده‌ای از عوامل فضایی، تجاری، نهادی و رفتاری است که برخی استان‌ها را در جایگاه فرستنده و برخی دیگر را در جایگاه گیرنده تکانه‌های قیمتی قرار می‌دهد.

نتیجه گیری

این هدف اصلی این پژوهش، شناسایی الگوی سرایت تورم میان استان‌های ایران و تحلیل پویایی زمانی و فضایی آن بود. در این راستا، از مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) و چارچوب اتصال مشترک توسعه‌یافته استفاده شد تا روابط شبکه‌ای میان نرخ تورم استان‌ها طی دوره فروردین ۱۳۹۱ تا اسفند ۱۴۰۳ بررسی شود.

نتایج نشان داد شاخص اتصال کل (TCI) با میانگین ۹۰/۵ درصد و نوسانات بین ۸۸ تا ۹۱ درصد بیانگر آن است که اقتصاد ایران در سطح استانی از پیوند قیمتی بالایی برخوردار است و تکانه‌های تورمی به‌صورت هم‌زمان و با تأخیرهای کوتاه در مناطق مختلف منتشر می‌شوند. بررسی روند زمانی TCI نشان داد در سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰، هم‌زمان با تکانه‌های ارزی و جهش انتظارات، میزان اتصال به بالاترین سطح خود رسید، در حالی‌که در دوره‌های باثبات‌تر نظیر

سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ ساختار انتقال قیمت‌ها تضعیف شده است. این امر نشان می‌دهد که سرایت تورم در ایران رفتاری پویا و حساس به نوسانات کلان دارد. تحلیل شاخص‌های TO و FROM آشکار ساخت که استان‌هایی نظیر کرمانشاه، کردستان و هرمزگان بیشترین نقش را در انتقال تکانه‌های قیمتی به سایر استان‌ها دارند، در حالی‌که تهران، گیلان و آذربایجان شرقی بیشترین اثرپذیری را از سایر مناطق نشان می‌دهند. شاخص NET نیز بیانگر آن است که نقش استان‌ها در شبکه تورمی ثابت نیست و در برخی مقاطع زمانی ممکن است جهت انتقال قیمت‌ها معکوس شود. افزون بر این، شاخص NPDC نشان داد روابط قیمتی میان برخی استان‌ها به‌ویژه میان استان‌های هم‌جوار یا دارای پیوند تجاری قوی مانند اصفهان و فارس یا خراسان رضوی و خراسان شمالی دوسویه و متقابل است. چنین الگویی از سرایت دوطرفه، ساختار تورم را از یک پدیده خطی به یک شبکه پیچیده تبدیل کرده است.

این یافته‌ها با بخشی از ادبیات تجربی جهانی هم‌خوانی دارد. چاکیر (۲۰۲۳) برای ترکیه و ویدیارسیه و همکاران (۲۰۲۴) برای اندونزی نیز ساختار شبکه‌ای تورم و نقش مناطق مرزی را در سرایت قیمت‌ها تأیید کرده‌اند. در سطح ملی نیز نتایج با یافته‌های کهریزی و همکاران (۱۳۹۷) و یونسی و همکاران (۱۴۰۳) درباره وجود وابستگی فضایی میان تورم مناطق مختلف همسو است، اما از نظر استفاده از چارچوب شبکه‌ای پویا و تحلیل جهت انتقال قیمتی، گامی فراتر برداشته است. بدین‌ترتیب، این مطالعه نخستین شواهد کمی درباره شدت و جهت تعاملات تورمی میان استان‌های کشور ارائه می‌دهد و جایگاه مناطق پیش‌نگر در شکل‌گیری تورم سراسری را تبیین می‌کند.

نتایج این پژوهش نشان دادند که ساختار سرایت تورم در ایران، آن‌گونه که شاخص‌های نشان می‌دهند، واجد ویژگی‌های شبکه‌ای، چندکانونی و ناهمگن است. این ویژگی‌ها دلالت‌هایی مهم برای بازطراحی سیاست‌گذاری اقتصادی در سطوح پولی، مالی، تجاری و منطقه‌ای دارد. در سطح سیاست پولی، اتصال بالای میان برخی استان‌ها و نقش برخی استان‌ها در آغاز و تقویت تکانه‌های قیمتی، ضرورت توجه به تفاوت‌های فضایی در پویایی‌های تورمی را برجسته می‌سازد. اگرچه ابزارهای سیاست پولی در حال حاضر به‌صورت یکپارچه اعمال می‌شوند، اما

شاخص‌های NET و NPDC می‌توانند مبنایی برای ایجاد سامانه‌های هشدار زودهنگام در بانک مرکزی باشند؛ سامانه‌هایی که امکان پایش منظم مناطق با نقش فرستنده در شبکه تورم را فراهم کرده و می‌توانند در تنظیم سیاست‌های احتیاطی و ارزیابی ریسک‌های منطقه‌ای به کار گرفته شوند.

در سطح سیاست مالی، نتایج حاکی از آن است که استان‌هایی با نقش بالا در انتقال تکانه‌های قیمتی، ظرفیت بالاتری برای انتشار آثار بودجه‌ای دارند. بر این اساس، توصیه می‌شود در تدوین قواعد تخصیص منابع، علاوه بر شاخص‌های جمعیتی و درآمدی، شاخص‌های اتصال نیز مدنظر قرار گیرد. تمرکز سیاست‌های مالی بر تقویت ظرفیت عرضه در این مناطق، به‌ویژه از طریق سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی، می‌تواند اثرات سرایتی مخارج دولت را تعدیل کرده و از تشدید نوسانات قیمتی جلوگیری کند.

تحلیل ساختار زوجی اتصال (NDPC) نشان می‌دهد که برخی استان‌های مرزی، نظیر کردستان و هرمزگان، به‌عنوان گره‌های با پیوند متعدد در شبکه قیمتی عمل می‌کنند. این وضعیت، جایگاه آن‌ها را در مسیر سرایت تورم وارداتی تقویت کرده و اهمیت ثبات قیمتی در مبادی تجاری کشور را افزایش می‌دهد. اتخاذ سیاست‌هایی در جهت بهبود زیرساخت‌های لجستیکی، افزایش شفافیت اطلاعاتی در بازارهای مرزی، و هماهنگی دقیق‌تر در سیاست‌های ارزی و گمرکی در این مناطق، می‌تواند به کاهش شدت انتقال نوسانات خارجی به بازار داخلی منجر شود.

در سطح منطقه‌ای، پراکندگی شدید شاخص‌های NET و تفاوت معنادار نقش استان‌ها در فرستندگی یا گیرندگی تکانه‌ها، نشان‌دهنده فقدان یک مرکز تثبیت‌کننده در ساختار تورم است. این یافته ضرورت شکل‌گیری یک چارچوب هماهنگ‌کننده افقی میان سیاست‌گذاران ملی و محلی را برجسته می‌کند. طراحی پایگاه داده اتصال استانی، با قابلیت به‌روزرسانی منظم، می‌تواند ابزار تحلیلی لازم برای تنظیم سیاست‌های حمایتی، مالیاتی و قیمتی متناسب با واقعیت فضایی اقتصاد ایران را فراهم سازد. به‌طور خاص، می‌توان از این اطلاعات برای اولویت‌بندی مداخلات در بازار، تعیین مکانیزم‌های تعدیل یارانه‌ای، یا تنظیم موقت سقف‌های قیمتی در مناطق حساس استفاده کرد.

در مجموع، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پاسخ مؤثر به بی‌ثباتی‌های قیمتی در ایران، مستلزم عبور از سیاست‌های متقارن و یکنواخت به‌سوی طراحی واکنش‌های افتراقی و داده‌محور بر پایه ساختار سرایت تورم است. شاخص‌های اتصال، ظرفیت آن را دارند که به‌عنوان اجزای مکمل در نظام تصمیم‌سازی اقتصادی کشور جای گیرند و هم‌راستایی سیاست‌های کلان با واقعیت فضایی را تقویت کنند.

منابع

کهریزی، مراسلی، عسگری، حشمت اله. (۲۰۱۸). پویایی های تورم استان های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۷)، ۱۳۹-۱۶۷.

References

Abbas, S. J., & Arshed, N. (2023). Examining Determinants of Regional Inflation Heterogeneity, A Robust Panel Data Analysis, *SAGE Open*, *13*(4), 1-25. Retrieved from https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/21582440231217848.

Antonakakis, N. (2023). Measuring spillover effects in economic networks: New directions and policy implications. *Journal of Economic Surveys*, *37*(2), 345–372. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101539.

Alizadeh, Sh., Eivazlou, H., & Matlabi, M. (2021). A spatial analysis of the effect of inflation and unemployment on poverty in Iranian provinces. *Journal of Computational Economics*, 1(1). [in Persian].

Al-Nassar, N. S. (2023). Inflation Spillovers among Advanced and Emerging Economies: Evidence from the G20 Group. *Economies. Economies*, *11*(4), 126. Retrieved from https://doi.org/10.3390/economies11040126.

Acemoglu, D., Carvalho, V. M., Ozdaglar, A., & Tahbaz-Salehi, A. (2012). The network origins of aggregate fluctuations. *Econometrica*, *80*(5), 1977–2016. Retrieved from https://doi.org/10.3982/ECTA9623.

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2017). Oil shocks and stock markets: Dynamic connectedness under the prism of recent geopolitical and economic unrest. *International Review of Financial Analysis*, *72*, 1-26. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.01.004.

Abounouri, E., & Rouzitalab, A. (2025). The effect of inflation and unemployment on multidimensional inequality in Iranian provinces: A spatial econometrics approach. *Quarterly Journal of Economic Research (Growth and Sustainable Development), 25*(2). Retrieved from https://doi.org/10.48311/ecor.2025.13662 [in Persian].

Balcilar, M., Bekiros, S., & Umar, Z. (2021). A new approach to measure connectedness of economic variables: Joint connectedness index. *Resources Policy*, *94*, 351–364. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102219.

Beck, G. W., Hubrich, K., Marcellino, M., & Adam, K. (2009). Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States [with discussion]. *Economic Policy, 24*(57), 141–184. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2009.00215.x.

Çakır, M. (2023). Regional inflation spillovers in Turkey. *Economic Change and Restructuring*, *56*(2), 959–980. Retrieved from http://link.springer.com/10.1007/s10644-022-09455-8.

Crozet, M., & Soubeyran, P. K. (2004). EU enlargement and the internal geography of countries. *Journal of Comparative Economics*, *32*(2), 265-279. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jce.2004.02.009.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, *28*(1), 57–66. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006 .

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, *182*(1), 119–134. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012.

Jiang, Y., Qu, B., Hong, Y., & Xiao, X. (2024). Dynamic connectedness of inflation around the world: A time-varying approach from G7 and E7 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, *95*, 111-125. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.qref.2024.03.006.

Kia, A., & Jafari, M. (2020). Forward-looking agents and inflation in an oil-producing country: Evidence from Iran. *Asian Economic Journal*, *69*(C), 1-15. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101217.

Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, *74*(1), 119–147. Retrieved from https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4.

Karami, Kh., & Khanzadi, A. (2023). The impact of development opportunity distribution on inflation persistence in Iranian provinces. *Economic Policies and Research,* *2*(4), 70–100. Retrieved from https://doi.org/10.22034/jepr.2024.140994.1106 [in Persian].

Hemmati, A., Niakan, L., & Varahrami, V. (2018). The External Determinants of Inflation: The Case of Iran. *Iranian Economic Review*, *22*(4), 741–752. Retrieved from https://ier.ut.ac.ir/article_66641.html.

Lastrapes, W. D., & Wiesen, T. F. (2021). The joint spillover index. Journal of *Economic Modelling*, *94*, 689-689. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.010.

Marques, H., Pino, G., Dios, J. D., & Tena, H. (2014). Regional Inflation Dynamics Using Space-Time Models. *Empirical Economics*, *47*(3), 1147-1172. Retrieved from https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-013-0763-9.

Martincus, C. V. (2010). Spatial effects of trade policy: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*, *50*(2), 541-569. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00617.x.

Martin, P., & Ottaviano, G. I. P. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, *42*(4), 947–968. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/826980.

Mehrara, M., & Sujoudi, A. (2015). The Relationship between Money, Government Spending and Inflation in the Iranian Economy. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, *51*, 89–94. Retrieved from 10.18052/www.scipress.com/ILSHS.51.89.

Nwosu, C., & Akpan, U. (2024). Monetary Policy, Sub-National Inflation Dynamics and Regional Spillovers in Nigeria. *Journal of Social Sciences*, *19*(1), 28–44. Retrieved from https://doi.org/10.3844/jssp.2024.28.44 .

Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, *58*(1), 17–29. Retrieved from https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0.

Pham, B. T., & Sala, H. (2022). Cross-country connectedness in inflation and unemployment: Measurement and macroeconomic consequences. *Empirical Economics,* *62*(3), 1123–1146. Retrieved from https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-021-02052-0.

Tiwari, A. K., Shahbaz, M., & Islam, F. (2015). Does financial globalization stimulate economic growth? The roles of reforms and institutions. *Economic Modelling, 49*, 648–661. Retrieved from 10.1016/j.ribaf.2020.101247.

Tiwari, A. K., Bhanja, N., & Dar, A. B. (2016). Frequency based co-movement of inflation in selected euro area countries. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, *2*, 1–13. Retrieved from 10.1787/jbcma-2015-5jm26ttlxdd1.

Wilkinson, G. (2011). The Behaviour of Consumer Prices Across Provinces. *Bank of Canada Discussion Paper, 2011-2*. Retrieved from https://doi.org/10.34989/sdp-2011-2.

Widiarsih, D., Taifur, W. D., Ridwan, E., & Devianto, D. (2024). Inflation Connectedness Network in Indonesia. *Inflation International Journal of Economics and Finance Studies*, *15*(04), 391-417. Retrieved from https://doi.org/10.34109/ijefs.202315419.

Younesi, A., Farhang, A., & Nikpey-Pessian, V. (2024). The impact of inflation on unemployment in Iranian provinces: A spatial econometrics approach. Iranian *Journal of Applied Economic Studies*, *13*(49). Retrieved from https://doi.org/10.22084/aes.2023.27865.3594 [in Persian].

پیوست

جدول الف. توصیف آماری متغیرهای پژوهش

	کد	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی اضافی	جارگ–برا	ریشه واحد	Q(20)	Q2(20)
آذربایجان شرقی	EAZ	۲/۱۷	۳/۷۹	۰/۷	۳/۱۴	۷۶/۰۵	−۳/۲۱	۸۰/۸۵	۲۱/۴۲
آذربایجان غربی	WAZ	۲/۱۳	۴/۰۳	۱/۶۶	۵/۲۵	۲۴۸/۷	−۴/۰۷	۶۱/۵۶	۱۷/۹۵
اردبیل	ARD	۲/۰۵	۳/۲۶	۱/۵۸	۳/۴۶	۱۴۱/۵	−۳/۰۳	۱۱۱/۴	۲۸/۷۱
اصفهان	ISF	۲/۰۷	۲/۴۹	۱/۵۱	۴/۶۵	۱۹۸/۸	−۳/۲۳	۱۵۱/۷	۲۴/۴۱
البرز	ALB	۲/۰۲	۲/۳	۱/۰۳	۱/۸۴	۴۹/۳۹	−۲/۹۸	۱۸۲/۵	۵۱/۳
ایلام	ILM	۲/۱۴	۳/۴۵	۱/۹۱	۵/۹۴	۳۲۲/۳	−۳/۳۳	۱۳۶/۶	۲۵
بوشهر	BUS	۲/۰۲	۳/۳۷	۰/۹۸	۰/۵۲	۲۶/۵۲	−۲/۹۹	۷۳/۹	۳۸/۰۵
تهران	TEH	۱/۹۷	۲/۱۸	۱/۳۳	۲/۸۹	۹۹/۴۱	−۳/۱	۱۴۱/۵	۳۴/۳۵
خراسان جنوبی	SKH	۲/۲۳	۳/۷۴	۲/۳۳	۱۰/۲۱	۸۱۳/۹	−۲/۷۸	۹۱/۷۵	۹/۸۲
خراسان رضوی	RKH	۲/۰۸	۳/۷۷	۱/۸۱	۷/۶۷	۴۶۴	−۳/۵۱	۱۲۳/۳	۱۱/۰۴
خراسان شمالی	NKH	۱/۹۹	۲/۹۶	۱/۲۸	۲/۷۹	۹۲/۳۹	−۳/۱۷	۱۳۱/۴	۲۸/۶۹
خوزستان	KHU	۲/۱۶	۳/۹۳	۲/۲	۱۰/۰۴	۷۷۶/۹	−۳/۵	۸۳/۳۵	۹/۴
زنجان	ZAN	۱/۹۷	۳/۷۲	۱/۷۸	۵/۷	۲۹۱/۷	−۳/۷۲	۷۸/۶۸	۱۱/۴۹
سمنان	SEM	۲/۰۱	۳/۳	۱/۸۲	۸/۳۸	۵۳۹/۲	−۳/۴۲	۸۸/۹۵	۸/۷۲
سیستان و بلوچستان	SIB	۱/۹۸	۲/۸۷	۰/۸	۴/۹۶	۱۷۵/۷	−۳/۰۶	۹۹/۳۱	۱۳/۰۱
فارس	FRS	۲/۰۷	۴/۱۴	۲/۲۹	۸/۱۳	۵۶۲/۲	−۳/۷۶	۶۶/۱	۱۱/۵۶
قزوین	QAZ	۲/۰۱	۲/۷۴	۱/۷۸	۵/۳۴	۲۶۵/۵	−۳/۶۵	۱۰۷/۶	۱۹/۶
قم	QOM	۲/۰۲	۳/۲۴	۱/۷۶	۶/۷۷	۳۷۵/۵	−۳/۶۵	۱۰۰/۲	۱۲/۶۲
لرستان	LRS	۱/۹۹	۲/۲۱	۱/۴۹	۵/۰۴	۲۲۱/۱	−۳/۲۷	۱۵۱/۲	۲۷/۳۳
مازندران	MAZ	۲/۱	۳/۷۲	۱/۵۱	۴/۱۴	۱۷۰	−۲/۷۳	۱۲۳/۳	۲۴/۶۷
مرکزی	MRK	۱/۹۹	۲/۸۷	۱/۹۱	۹/۴	۶۶۴/۳	−۳/۴۱	۱۳۷/۱	۱۲/۱۹

هرمزگان	HRM	۲/۰۶	۳/۰۶	۱/۷۷	۵/۲۷	۲۶۰/۲	−۳/۸۸	۱۰۴/۶	۲۶/۸۴
همدان	HMD	۲/۱۴	۳/۳۵	۱/۰۴	۲/۱	۵۶/۶۶	−۳/۳۲	۱۱۵/۷	۳۱/۹۲
یزد	YAZ	۱/۲	۳/۰۳	۱/۶۶	۵/۰۸	۲۳۷/۷	−۳/۴۶	۸۹/۹۶	۱۵/۳۲
چهارمحال و بختیاری	CHB	۲/۰۲	۲/۹	۱/۳۷	۳/۸۸	۱۴۵/۳	−۳/۵	۹۰/۱۸	۱۸/۴۶
کردستان	KRD	۲/۲۱	۳/۶۶	۲/۰۹	۸/۹۲	۶۲۶/۲	−۳/۴۴	۹۸/۰۳	۱۷/۶۲
کرمان	KER	۲/۰۱	۲/۸۱	۱/۱۹	۲/۱۳	۶۵/۴۸	−۳/۱۶	۹۹/۶۴	۳۴/۰۸
کرمانشاه	KSH	۲/۰۷	۳/۳۷	۲/۰۲	۸/۵۵	۵۷۶/۶	−۳/۶۷	۱۰۱/۱	۱۱/۵
کهگیلویه و بویراحمد	KOH	۲/۱۶	۲/۸۳	۱/۰۸	۱/۹۱	۵۳/۷۵	−۳/۲۲	۱۱۳/۹	۳۰/۳۷
گلستان	GOL	۲/۰۳	۳/۲	۱/۴۶	۴/۱۴	۱۶۵/۴	−۳/۰۸	۹۳/۴۲	۲۰/۷۶
گیلان	GIL	۲/۱۳	۳/۱۸	۱/۵۴	۵/۲۶	۲۳۹/۹	−۳/۰۶	۱۱۹	۲۱/۷۴

منبع: یافته های پژوهش.

توضیح: برای ریشه واحد از آزمون الیوت و همکاران[1] (۱۹۹۶) (**ERS**)، برای بررسی خودهمبستگی از آزمون فیشر و گالاگر[2] (۲۰۱۲) و بررای بررسی نرمال بودن از آزمون جارگ برا[3] (۱۹۸۰) استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد و جارگ–برا در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند.

[1]. Elliott
[2]. Fisher and Gallagher
[3]. Jarque and Bera

جدول ب. جدول میانگین اتصال مشترک

	EAZ	WAZ	ARD	ISF	ALB	ILM	BUS	TEH	SKH	RKH	NKH	KHU	ZAN	SEM	SIB	FRS	QAZ	QOM	LRS	MAZ	MRK	HRM	HMD	YAZ	CHB	KRD	KER	KSH	KOH	GOL	GIL	FROM
EAZ	۱۶/۷	۲/۸	۲/۸	۳/۲	۲/۶	۲/۷	۲/۸	۲/۲	۲/۸	۲/۹	۳/۱	۳/۱	۲/۷	۲/۵	۲/۳	۲/۷	۳/۱	۲/۶	۳/۱	۳/۱	۲/۷	۲/۷	۲/۵	۳	۲/۶	۲/۵	۲/۹	۳/۵	۱/۶	۳/۴	۲/۹	۸۳/۳
WAZ	۲/۵	۱۰/۵	۳/۳	۳/۳	۲/۸	۳/۱	۳/۲	۲/۱	۳	۲/۹	۳/۵	۳/۵	۳/۴	۳	۲	۲/۸	۳	۳/۲	۳/۵	۳/۳	۳/۱	۳/۳	۲/۶	۳/۳	۲/۸	۲/۷	۳/۴	۳/۳	۲	۳/۲	۲/۷	۸۹/۵
ARD	۲/۴	۳/۱	۷/۲	۳/۵	۲/۹	۳/۲	۳/۲	۲/۳	۳/۳	۳/۱	۳/۵	۳/۳	۳/۴	۳/۱	۲/۲	۲/۷	۳/۵	۳/۳	۳/۵	۳/۴	۳/۱	۳/۶	۲/۸	۳/۳	۳/۱	۳	۳/۳	۳/۵	۲/۳	۳/۲	۲/۷	۹۲/۸
ISF	۲/۵	۳	۳/۴	۷/۲	۳/۲	۳	۳	۲/۶	۳/۲	۳	۳/۴	۳/۴	۳/۴	۳	۲/۳	۲/۷	۳/۶	۳/۴	۳/۵	۳/۳	۳/۲	۳/۶	۲/۶	۳/۲	۳/۳	۳/۱	۳/۴	۳/۵	۲/۲	۳/۳	۲/۸	۹۲/۸
ALB	۲/۴	۲/۹	۳	۳/۵	۹/۳	۳/۱	۳	۳/۱	۲/۷	۲/۹	۳/۵	۳/۱	۳/۱	۲/۹	۲/۴	۲/۵	۳/۵	۳/۵	۳/۴	۳/۲	۳	۳/۴	۲/۹	۳/۲	۳	۳	۳/۵	۳/۳	۲/۴	۲/۹	۲/۷	۹۰/۷
ILM	۲/۳	۳/۱	۳/۳	۳/۲	۳	۹	۳	۱/۹	۳/۴	۲/۹	۳/۶	۳/۴	۳/۴	۳	۲/۳	۲/۷	۳/۱	۳/۲	۳/۴	۳/۶	۳/۱	۳/۵	۲/۹	۳/۴	۳/۱	۳	۳/۲	۳/۳	۲	۲/۹	۲/۷	۹۱
BUS	۲/۶	۳/۲	۳/۵	۳/۳	۳	۳	۹	۲/۲	۲/۹	۳/۲	۳/۵	۳/۲	۳/۸	۲/۷	۲/۲	۲/۶	۳/۴	۳/۱	۳/۴	۳/۳	۳	۳/۲	۳/۲	۳/۳	۲/۷	۲/۷	۳/۲	۳/۵	۲/۱	۳/۱	۲/۹	۹۱
TEH	۲/۳	۲/۵	۳	۳/۴	۳/۸	۲/۵	۲/۷	۱۳	۲/۹	۲/۹	۲/۷	۳	۳	۲/۸	۲/۲	۲/۳	۳/۵	۳/۶	۳/۳	۳/۱	۳	۳/۲	۲/۴	۲/۷	۲/۷	۳/۲	۳/۴	۳/۲	۲/۲	۳/۴	۲/۳	۸۷/۱
SKH	۲/۵	۲/۹	۳/۳	۳/۴	۲/۷	۳/۳	۲/۹	۲/۴	۷/۲	۳/۲	۳/۳	۳/۴	۳/۶	۳/۴	۲/۴	۲/۷	۳/۶	۳/۶	۳/۴	۳/۴	۲/۹	۳/۵	۳	۳/۲	۳/۱	۳/۱	۳/۱	۳/۹	۱/۹	۲/۹	۲/۹	۹۲/۸
RKH	۲/۴	۲/۹	۳/۴	۳/۲	۲/۹	۳	۳/۲	۲/۳	۳/۲	۹/۷	۳/۷	۳/۳	۳/۵	۲/۸	۲/۳	۲/۹	۳/۴	۳/۲	۳/۴	۳/۲	۲/۹	۳/۲	۳	۳/۴	۲/۸	۲/۹	۲/۹	۳/۵	۲/۲	۲/۸	۲/۸	۹۰/۳
NKH	۲/۵	۳/۳	۳/۵	۳/۶	۳/۲	۳/۵	۳/۲	۱/۹	۳/۲	۳/۳	۴/۷	۳/۴	۳/۵	۳/۲	۲/۳	۲/۹	۳/۵	۳/۲	۳/۷	۳/۹	۳/۱	۳/۸	۲/۹	۳/۸	۳/۱	۲/۹	۳/۴	۳/۶	۲/۲	۳	۲/۹	۹۵/۳
KHU	۲/۵	۳/۲	۳/۲	۳/۵	۲/۹	۳/۲	۳	۲/۴	۳/۲	۳	۳/۴	۸	۳/۴	۳	۲/۶	۲/۹	۳/۳	۳/۳	۳/۴	۳/۳	۳	۳/۵	۳	۳/۲	۳	۲/۷	۳/۳	۳/۶	۱/۸	۳/۳	۲/۹	۹۲
ZAN	۲/۳	۳/۱	۳/۴	۳/۵	۳	۳/۳	۳/۵	۲/۴	۳/۵	۳/۳	۳/۶	۳/۴	۵/۳	۳/۱	۲/۳	۲/۵	۳/۸	۳/۶	۳/۴	۳/۴	۳/۱	۳/۵	۳/۱	۳/۴	۳/۲	۳/۱	۳/۴	۳/۶	۲/۲	۳/۱	۲/۶	۹۴/۷
SEM	۱/۲	۲/۹	۳/۲	۳/۳	۲/۸	۳/۱	۲/۶	۲/۲	۳/۴	۲/۶	۳/۳	۳/۱	۳/۲	۱۱/۷	۲/۵	۲/۶	۳/۲	۳/۲	۳/۲	۳/۴	۲/۸	۳/۳	۲/۷	۳/۱	۳/۳	۲/۶	۳/۳	۳/۴	۲/۲	۳	۲/۷	۸۸/۳
SIB	۲/۳	۲/۶	۲/۸	۳	۲/۹	۲/۹	۲/۷	۲	۲/۷	۲/۵	۳	۳/۲	۲/۸	۳/۲	۱۶/۵	۲/۵	۲/۸	۲/۹	۲/۹	۲/۹	۲/۸	۳/۱	۲/۷	۲/۹	۲/۹	۲/۱	۳/۳	۳/۳	۱/۸	۳/۳	۳/۱	۸۳/۵
FRS	۲/۵	۳	۳/۱	۳	۲/۵	۲/۹	۲/۸	۱/۹	۲/۹	۳	۳/۳	۳/۲	۳	۲/۷	۲/۲	۱۵/۹	۲/۹	۲/۹	۳/۳	۳	۲/۵	۳	۲/۶	۳/۱	۳	۲/۴	۲/۶	۳/۲	۲/۱	۳	۲/۵	۸۴/۱
QAZ	۲/۵	۲/۹	۳/۴	۳/۷	۳/۳	۲/۹	۳/۲	۲/۶	۳/۳	۳/۲	۳/۶	۳/۳	۳/۸	۳	۲/۳	۲/۶	۵/۷	۳/۵	۳/۵	۳/۴	۳/۲	۳/۷	۳/۱	۳/۱	۳	۳/۱	۳/۳	۳/۸	۲/۳	۳/۳	۲/۸	۹۴/۳
QOM	۲/۳	۳/۱	۳/۳	۳/۶	۳/۴	۳/۱	۳	۲/۸	۳/۵	۳	۳/۳	۳/۲	۳/۶	۳/۱	۲/۳	۲/۷	۳/۵	۷/۶	۳/۵	۳/۳	۲/۹	۳/۶	۲/۸	۳/۱	۳/۲	۲/۸	۳/۴	۳/۶	۲	۳/۱	۲/۷	۹۲/۴
LRS	۲/۶	۳/۲	۳/۴	۳/۶	۳/۲	۳/۱	۳/۱	۲/۵	۳/۲	۳/۱	۳/۶	۳/۳	۳/۳	۳	۲/۲	۲/۸	۳/۵	۳/۳	۶/۷	۳/۳	۳/۱	۳/۷	۳/۱	۳/۳	۲/۹	۲/۹	۳/۳	۳/۵	۲/۲	۳/۲	۳/۱	۹۳/۳
MAZ	۲/۶	۳/۲	۳/۵	۳/۴	۳/۱	۳/۵	۳/۱	۲/۴	۳/۲	۲/۹	۳/۹	۳/۴	۳/۴	۳/۳	۲/۳	۲/۸	۳/۵	۳/۲	۳/۴	۵/۹	۳/۲	۳/۹	۲/۷	۳/۵	۳/۱	۳	۳/۴	۳/۵	۲/۱	۳/۲	۲/۷	۹۴/۱
MRK	۲/۳	۳/۱	۳/۳	۳/۵	۲/۹	۳/۲	۲/۹	۲/۲	۲/۸	۲/۹	۳/۴	۳/۳	۳/۳	۲/۹	۲/۲	۲/۳	۳/۴	۳/۱	۳/۴	۳/۴	۱۱/۶	۳/۳	۲/۵	۲/۹	۲/۹	۳/۱	۳/۱	۳/۳	۲	۲/۹	۲/۸	۸۸/۴
HRM	۲/۳	۳/۲	۳/۵	۳/۷	۳/۲	۳/۳	۳	۲/۴	۳/۳	۲/۹	۳/۸	۳/۵	۳/۵	۳/۱	۲/۴	۲/۶	۳/۷	۳/۵	۳/۷	۳/۹	۳	۵/۳	۲/۸	۳/۳	۳/۱	۲/۹	۳/۵	۳/۶	۲	۳/۳	۲/۷	۹۴/۷

HMD	۲/۳	۲/۷	۳	۳/۱	۳	۳/۱	۳/۳	۲/۲	۳/۱	۳/۱	۳/۳	۳/۳	۳/۴	۲/۹	۲/۴	۲/۵	۳/۵	۳/۱	۳/۴	۳/۱	۲/۷	۳/۲	۱۱/۳	۳/۴	۲/۹	۲/۷	۳/۱	۳/۶	۲	۲/۷	۲/۸	۸۸/۷
YAZ	۲/۴	۳/۲	۳/۳	۳/۴	۳	۳/۴	۳/۱	۲/۲	۳/۲	۳/۱	۳/۸	۳/۳	۳/۶	۳/۱	۲/۳	۲/۸	۳/۲	۳/۱	۳/۴	۳/۶	۲/۹	۳/۵	۳/۱	۷/۴	۳/۳	۳	۳/۴	۳/۴	۲/۱	۲/۹	۲/۸	۹۲/۶
CHB	۲/۳	۲/۹	۳/۲	۳/۶	۲/۹	۳/۲	۲/۷	۲/۲	۳/۱	۲/۸	۳/۴	۳/۳	۳/۵	۳/۳	۲/۴	۲/۸	۳/۲	۳/۴	۳/۳	۳/۳	۳/۵	۲/۹	۳/۵	۸/۴	۲/۸	۳/۵	۳/۵	۲/۵	۳/۱	۲/۸	۹۱/۶
KRD	۲/۲	۲/۸	۳/۳	۳/۵	۳/۲	۳/۲	۲/۷	۲/۷	۳/۲	۳/۱	۳/۳	۳/۱	۳/۳	۲/۸	۲	۲/۴	۳/۴	۳/۱	۳/۲	۳/۲	۳/۲	۳/۳	۲/۵	۳/۲	۲/۹	۱۱/۱	۳/۴	۳/۳	۱/۹	۳/۱	۲/۵	۸۸/۹
KER	۲/۳	۳/۲	۳/۳	۳/۵	۳/۳	۳/۲	۳	۲/۶	۲/۹	۲/۷	۳/۴	۳/۴	۳/۴	۳/۲	۲/۵	۲/۴	۳/۳	۳/۳	۳/۴	۳/۴	۳/۴	۳/۶	۲/۷	۳/۳	۳/۳	۳	۳/۴	۱/۹	۳/۴	۲/۷	۹۱/۸
KSH	۲/۷	۳/۱	۳/۳	۳/۵	۳	۳	۳/۱	۲/۴	۳/۴	۳/۲	۳/۵	۳/۵	۳/۵	۳/۲	۲/۵	۲/۸	۳/۷	۳/۴	۳/۵	۳/۴	۳/۱	۳/۵	۳/۱	۳/۲	۳/۲	۳	۳/۳	۲	۳/۳	۳/۳	۹۴/۵
KOH	۲	۲/۶	۳/۳	۳/۳	۳	۲/۸	۲/۴	۲/۴	۲/۷	۳	۳/۲	۲/۷	۳/۱	۳	۲/۱	۲/۷	۳/۳	۲/۹	۳/۱	۲/۹	۲/۵	۲/۹	۲/۶	۳	۳/۱	۲/۴	۲/۷	۱۵/۹	۲/۹	۲/۷	۸۴/۱
GOL	۲/۸	۳/۱	۳/۳	۳/۵	۲/۸	۲/۹	۳	۲/۷	۲/۸	۲/۸	۳/۲	۳/۵	۳/۲	۳	۲/۷	۲/۷	۳/۴	۳/۳	۳/۴	۳/۴	۳	۳/۶	۲/۵	۲/۹	۳	۲/۸	۳/۵	۳/۵	۲	۹/۱	۲/۸	۹۰/۹
GIL	۲/۷	۲/۹	۳/۴	۲/۸	۲/۸	۲/۹	۲/۱	۳/۲	۳	۳/۲	۳/۲	۳/۳	۳	۳	۲/۸	۲/۶	۳/۱	۳	۳/۵	۲/۹	۲/۹	۳/۱	۲/۹	۳/۱	۲/۹	۲/۶	۳	۳/۸	۲	۲/۹	۱۱/۸	۸۸/۲
TO	۷۳/۳	۸۹/۵	۹۷/۲	۱۰۲/۱	۹۰/۳	۹۲/۵	۸۹/۶	۷۰/۲	۹۳/۱	۸۹/۱	۱۰۱/۹	۹۸/۲	۱۰۰/۱	۸۹/۹	۶۹/۷	۷۹/۲	۱۰۰/۸	۹۶/۸	۱۰۱/۳	۹۹/۲	۸۸/۸	۱۰۱/۸	۸۴/۱	۵۹/۹	۹۰/۵	۸۴/۸	۹۷/۳	۱۰۴/۲	۶۲	۹۲/۶	۸۳	۲۸۰۷/۷
NET	−۱۱/۱	۰	۴/۴	۹/۲	−۰/۴	۱/۵	−۱/۴	−۱۶/۹	۰/۳	−۱/۱	۶/۶	۶/۲	۵/۴	۱/۶	−۱۳/۸	−۴/۹	۶/۵	۴/۴	۸	۵/۱	۰/۴	۷/۲	−۴/۷	۳/۳	−۱/۲	−۴/۱	۵/۵	۹/۶	−۲۲/۱	۱/۶	۵/۱	۹۰/۶TCI