Journal of Economic Policies and Research
Vol 2 (issue 4), Winter 2024, PP: 70-100
jepr.uok.ac.ir

The Impacts of Distribution of Development Opportunities on Inflation persistence in The Provinces of Iran

Bahareh Karami

Ph.D. in Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.

Azad Khanzadi *

Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran.

Abstract

High and persistent inflation has plagued Iran's economy for decades, impacting not only economic stability but also social well-being. Traditional economic theories identify factors like excessive money supply, demand-side pressures, and cost-push shocks as key drivers of inflation. This study delves deeper, exploring the under-researched dimension of unequal development opportunities across Iranian provinces. Beyond these established factors, the uneven distribution of resources and opportunities is proposed as a contributor to both supply and demand pressures, ultimately leading to persistent inflation. Access to essential infrastructure, educational facilities, and healthcare services varies greatly across provinces. Less developed regions struggle to meet growing demand, leading to supply shortages and potentially higher local inflation. Additionally, lower living standards in these areas might translate to increased demand for basic necessities, further fueling inflation. Understanding the spatial dynamics of inflation is crucial. This research focuses on provincial inflation data in Iran. By analyzing provincial inflation time series, we gain valuable insights into how regional disparities contribute to national inflation fluctuations

* Corresponding Author: a.khanzadi@razi.ac.ir
How to Cite: Karami, B., & Khanzadi, A. (2024). The Impacts of Development Opportunities Distribution on Inflation persistence in The Provinces of Iran. *Economic Policies and Research*, *2*(4), 70-100. doi: 10.22034/jepr.2024.140994.1106

Original Research
Received: 25.03.2024 Accepted: 16.05.2024
eISSN: 2821-174X

(Ebrahimi et al., 2019). The economic characteristics and production structures within provinces are more heterogeneous than at the national level, offering a better perspective on inflation's root causes (Ridhwan, 2006). In essence, regional inequality, rooted in unequal opportunity distribution, emerges as a major culprit behind inflation. While extensive research exists on inflation persistence, it often overlooks sub-regional characteristics. The regional and geographical aspects hold significant policy implications. Regions with sustained inflation face challenges in both reducing inflation and mitigating its social costs. Additionally, neglecting these regional disparities can lead to biased policy decisions due to a skewed Consumer Price Index (CPI) that doesn't account for the varying inflation experiences across provinces (Duran & Dindaroğlu, 2021). Analyzing provincial inflation data alongside development metrics reveals a strong correlation between the lack of development opportunities and higher inflation. This suggests that the unbalanced distribution of development across regions contributes to supply gaps, demand pressures, and ultimately, provincial inflation. To explore this hypothesis, the study employed data on over sixty development indicators across six sectors (socio-cultural, educational, infrastructural, healthcare, environmental, and economic) for all Iranian provinces from 2006 to 2020. This comprehensive data set allows for a nuanced understanding of development disparities across the country. Principal Component Analysis (PCA) was used to construct a composite index of development opportunities. This statistical technique reduces data complexity by transforming multiple correlated variables into a smaller number of uncorrelated principal components, highlighting the most critical factors contributing to overall development opportunities within each province. Furthermore, copula functions were utilized to analyze the relationship between the constructed development opportunity index and provincial inflation rates. Copulas offer a flexible framework for modeling dependence structures between variables with potentially non-normal distributions, making them well-suited for analyzing complex economic relationships.

The research identified a significant unevenness in the distribution of development opportunities across Iranian provinces. This finding aligns with existing research highlighting regional disparities in Iran's economic landscape. More importantly, the analysis using copula functions revealed a negative correlation between the development

opportunity index and provincial inflation rates. This suggests that provinces with lower development opportunities experience higher inflation, and vice versa. This negative correlation provides compelling evidence that regional disparities in development create conditions conducive to persistent inflation.

The research proposes a causal relationship between unequal development and inflation. This highlights the critical role of promoting balanced regional development in achieving price stability and facilitating sustainable economic growth. Here are some key policy recommendations:

Economic and Administrative Decentralization: Centralized economic and administrative structures often exacerbate regional disparities. Decentralization policies can empower provinces to manage resources more effectively and tailor development strategies to their unique needs. This can lead to a more equitable distribution of facilities, infrastructure, and investment opportunities, promoting balanced development across different regions.

Targeted Distribution of Opportunities: Policymakers can consider adopting a targeted approach to address specific development gaps in less-developed provinces. This might involve investing in infrastructure projects, establishing educational institutions, and promoting job creation initiatives targeted at these regions.

Fostering Regional Cooperation: Encouraging collaboration and knowledge exchange between more and less developed provinces can be beneficial. Sharing best practices and expertise can help less developed regions accelerate their development progress.

By addressing regional disparities in development opportunities, policymakers can create a more stable and equitable economic environment across Iran, ultimately contributing to lower and more manageable inflation.

Keywords: Equality of opportunities, Inflation persistency, cost-push, Principal Component Analysis, Copulas.

JEL Classification: H41 ،H50 ،O10

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۲۶

eISSN: 2821-174X

فصلنامه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
دوره ۲، شماره ٤، زمستان ۱٤۰۲، ص ص: ۷۰-۱۰۰
jepr.uok.ac.ir

تأثیر توزیع فرصت‌های توسعه بر پایداری تورم در استان‌های ایران

بهاره کرمی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

آزاد خانزادی * استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی، اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

چکیده

تورم بالا و پایدار یکی از مشکلات اصلی اقتصادی دهه‌های اخیر در ایران بوده است. رشد بی‌رویه حجم پول، فشار بر طرف عرضه یا تقاضای اقتصاد، تنگناهای ساختاری و وجود نااطمینانی و انتظارات تورمی را به‌عنوان تعیین‌کننده‌های اصلی تورم معرفی می‌کند. در کنار این عوامل، توزیع نامناسب منابع و فرصت‌ها نیز در کنار سایر عوامل می‌تواند به‌عنوان یکی از دلایل کمبود عرضه و فشار تقاضا و بروز تورم پایدار معرفی شود؛ البته ذکر این نکته لازم است که شدت و ضعف این اثرگذاری در سطوح مختلف تورم، متفاوت است. بهره‌مندی از فرصت‌های برابر توسعه نظیر ثروت‌های طبیعی، انواع خدمات و امکانات اعم از آموزشی، بهداشتی، اقتصادی و زیرساختی نقش مهمی در تقویت طرف عرضه اقتصاد و افزایش ظرفیت تولید آن دارد؛ بنابراین با تأکید بر ایجاد فرصت‌های برابر توسعه در مناطق مختلف می‌توان انتظار داشت مهار تورم تسهیل گردد. در این راستا در پژوهش حاضر ابتدا داده‌ها و اطلاعات بیش از شصت شاخص توسعه در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۵ جمع‌آوری و با به‌کارگیری روش داده‌های ترکیبی (تحلیل مؤلفه‌های اصلی) سعی در محاسبه شاخص فرصت‌های توسعه در شش بخش (فرهنگی - اجتماعی، آموزشی، زیربنایی، بهداشتی - درمانی، زیست‌محیطی و اقتصادی) شد، سپس با استفاده از توابع مفصلی (کاپولا) به بررسی رابطه توزیع فرصت‌های توسعه و تورم در استان‌های ایران پرداخته شد. بر اساس نتایج این پژوهش بین فرصت‌های توسعه و تورم وابستگی نامتقارن وجود دارد به‌طوری‌که وابستگی در داده‌های بسیار کوچک بیش از وابستگی در دنباله مقدارهای بسیار بزرگ است.

کلیدواژه‌ها: برابری فرصت، پایداری تورم، فشار هزینه، تحلیل مؤلفه اصلی، توابع کاپولا

* نویسنده مسئول: a.khanzadi@razi.ac.ir

طبقه‌بندی **JEL**: H41، H50، O10

مقدمه

اقتصاد ایران در پنج دهه اخیر نرخ تورم دورقمی و پایدار داشته است. پایداری تورم اغلب به‌عنوان میزان تأثیر شوک‌های گذشته بر تورم فعلی تعریف می‌شود (Fuhrer & Moore, 1995). پدیده‌ای که در آن قیمت‌ها به‌سختی به سمت یک تعادل جدید حرکت می‌کنند و اغلب به شوک‌های واقعی و پولی واکنش‌های کندی نشان می‌دهند (Ascari & Sbordone, 2014) ؛ این مسئله در ادبیات اقتصادی اغلب به‌عنوان یک مشکل سیاستی شدید شناخته شده است، به حدی که ادعا می‌شود سیاست پولی تحت تورم پایدار ناکارآمد است. هر چه پایداری تورم بیشتر باشد، کنترل و کاهش آن از طریق اعمال سیاست پولی پیچیده‌تر و پرهزینه‌تر است؛ زیرا قیمت‌ها حتی تحت رژیم‌های پولی به‌شدت فشرده به‌راحتی به سمت پایین تعدیل نمی‌شوند. علاوه بر این، زمانی که پایداری تورم بالا باشد، نسبت فداکاری[1] نیز بالاتر می‌رود که خود نشان‌دهنده زیان بیشتر تولید در طول دوره‌های اعمال سیاست پولی انقباضی است (Brunello et al, 2001). مقابله با تورم پایدار و کنترل آن مستلزم تحلیل عوامل تعیین‌کننده و پیامدهای سیاستی آن است. گرچه در بین اقتصاددانان دررابطه‌با عوامل ایجادکننده پایداری تورم و هزینه‌های مربوط به آن اتفاق‌نظری وجود ندارد؛ اما در بیان اصلی کندی تعدیل تورم می‌توان به پایدار بودن تقاضای کل، بزرگ‌بودن اندازه دولت و اتکای فراوان آن به منابع بانکی، عدم استقلال بانک مرکزی و پایین‌بودن درجه اعتبار سیاست‌های پولی کشور و نیز وجود انتظارات تورمی شدید اشاره نمود (Khalili & Goodarzi, 2017).

بر اساس تئوری‌های اقتصادی نرخ‌های تورم در یک کشور می‌تواند باتوجه‌به فضا تغییر کند. در ایران، تورم مانند هر کشور دیگری مبتنی بر تورم‌های استانی است. ازآنجاکه درک رفتار سری زمانی تورم‌های استانی به درک بهتر تورم کشوری می‌انجامد، استفاده از اطلاعات استانی امکان شناسایی عوامل منطقه‌ای مؤثر در نوسانات تورم کشوری را فراهم می‌نماید (Ebrahimi et al, 2019). در واقع ناهمگنی ویژگی‌های اقتصادی و ساختارهای تولید در سطح استانی بیشتر از سطح کشوری است که می‌تواند به شناسایی منابع ناهمگنی تورم کمک نماید (Ridhwan, 2006). به‌عبارت‌دیگر یکی از محورهای ایجادکننده تورم، نابرابری‌های منطقه‌ای است که ریشه در توزیع نابرابر فرصت‌ها دارد. گرچه ادبیات تجربی بزرگی وجود دارد که هدف آن بررسی درجه و تکامل

---

۱. نسبت فداکاری، زیان انباشته در تولید واقعی در نتیجه یک درصد کاهش دائمی در تورم را اندازه‌گیری می‌کند.

پایداری تورم است بااین‌حال، اکثریت‌قریب‌به‌اتفاق آن‌ها، ویژگی‌های فرعی (منطقه‌ای) را نادیده گرفته‌اند. جنبه منطقه‌ای و جغرافیایی، پیامدهای سیاستی کاملاً حیاتی به دنبال دارد؛ مناطقی که تورم پایدار دارند، هم در کاهش‌دادن تورم دچار مشکل هستند و هم از نظرداشتن نسبت قربانیان بالاتر، رنج می‌برند. به‌علاوه، ناهمگونی متقابل منطقه‌ای در تداوم تورم ممکن است باعث سوگیری شدید تجمع جغرافیایی شود (Duran & Dindaroğlu, 2021). این نابرابری‌ها از طریق افزایش هزینه‌ها و فشار بر تقاضا به پویایی و تعمیق تورم استانی دامن می‌زنند. بانک‌های مرکزی به طور سنتی شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] (CPI) را که نشان‌دهنده میانگین وزنی نرخ تورم منطقه‌ای است، هدف قرار می‌دهند، بااین‌حال، نیاز است که برای مناطقی که تداوم قیمت بیشتری دارند، وزن بیشتری اعمال شود. در واقع عدم انجام این کار ممکن است یک سوگیری و تحریف سیاستی ایجاد کند؛ زیرا مقادیر واقعی و بهینه CPI ممکن است از یکدیگر متفاوت شوند.

با مطالعه اطلاعات تورم در استان‌ها و همچنین درجه توسعه‌یافتگی استان‌های کشور متوجه این موضوع می‌شویم که عمدتاً تفاوت در تورم استان‌های کشور به دلیل تفاوت در فشار تقاضا در استان‌ها و در مقابل کمبود امکانات و فرصت‌های توسعه، قابل‌تعریف است. براین‌اساس می‌توان این فرضیه را عنوان کرد که توزیع نامتعادل و نامتوازن توسعه منطقه‌ای و شکاف بین وضعیت موجود استان‌ها با وضعیت ایدئال آن‌ها، یکی از عواملی است که می‌تواند در ایجاد شکاف عرضه و فشار بر تقاضا و در نهایت پایداری تورم استانی نقش داشته باشد. ازاین‌رو در این نوشتار سعی می‌شود باتوجه‌به ماهیت علل تفاوت در پایداری تورم منطقه‌ای از زاویه‌ای نو به این مسئله پرداخته شود. باوجودآنکه مطالعات تجربی مختلفی دررابطه‌با تورم در سطح کشور انجام شده است لکن این پژوهش اولین تلاش برای تجزیه‌وتحلیل این موضوع در سطح استان‌های ایران است.

در این راستا مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بخش اول به مقدمه، بخش دوم ادبیات موضوع و بخش سوم روش پژوهش، بخش چهارم یافته‌ها و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها می‌پردازد.

1. Consumer price index (CPI)

ادبیات تحقیق

برابری (و نابرابری) مفاهیمی تاریخی هستند. در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ در فلسفه سیاسی با سؤال اساسی برابری در چه چیزی؟ شاهد شکل‌گیری شاخه‌ای از ادبیات نظری در تقابل بین اقتصاد هنجاری و تحلیل‌های توزیعی هستیم که در آن تعدادی از نویسندگان با انتقال تدریجی تقاضای برابری از قلمرو دستاوردهای فردی به فضای فرصت‌ها، پروژه برابری طلبی را تجدید و آنرا تقویت کردند. این ادبیات به دلیل گنجاندن ایده قدرتمند انتخاب و مسئولیت در خود خدمات قابل توجهی را برای تساوی طلبی انجام داده است (Cohen, 1989). به همین دلیل، استدلال می‌شود که در حال حاضر برابری فرصت‌ها مفهوم غالب عدالت اجتماعی در جوامع معاصر غربی باشد. با تکیه بر کار فلسفی Rawls (1971) ، Sen (1985)، Dworkin (a, b 1981)، Cohen (1989) و Arneson (1989)، این Roemer (1993, 1998) است که مفهوم فرصت‌های برابر را در ادبیات اقتصادی معرفی می‌کند. Roemer (1989) تأثیرات نتیجه‌ای که فرد تحت شرایط و تلاش تجربه می‌کند را از هم تفکیک می‌کند. شرایط به گونه‌ای تعریف می‌شود که شامل همه عوامل خارج از کنترل فرد باشد ازجمله جنسیت، قومیت و نژاد، محل تولد، وضعیت خانوادگی و ... . از طرف دیگر، منظور از تلاش همه اقدامات و انتخاب‌های مربوط به مسئولیت و اختیار فردی است همچون تحصیلات فرد و نیز تصمیمات وی در رابطه با انتخاب شغل و رسیدن به یک سبک زندگی سالم. رومر استدلال می‌کند که نابرابری‌های ناشی از تلاش می‌تواند عادلانه قلمداد شود زیرا نتیجه آزادی و انتخاب فرد است در حالی که نابرابری ناشی از اختلاف شرایط را نمی‌توان از نظر اخلاقی پذیرفت. بنابراین برابر کردن فرصت‌ها به معنای اصلاح شرایط نابرابر است در حالی که اختلافات در تلاش بدون تغییر باقی می‌ماند. بر این اساس، جامعه فرصت برابر با تضمین دسترسی برابر افراد به مزیت‌ها بدون در نظر گرفتن شرایط آنها مشخص می‌شود، در عین حال افراد را مسئول تبدیل این دسترسی به مزیت واقعی با استفاده از تلاش می‌داند (Dunnzlaff et al, 2011).

همچنان که برابری فرصت‌های فردی به‌عنوان وسیله‌ای در جهت تحقق هدف بلندمدت برابری اجتماعی موردتوجه است، برابری فرصت‌های منطقه‌ای و زمینه‌سازی برای رشد و توسعه هماهنگ از طریق توزیع متعادل و متناسب امکانات و خدمات در آن‌ها به‌منظور دستیابی به عدالت اجتماعی نیز مطلوب و قابل‌طرح است. اگرچه مؤلفه‌های تحرک و پویایی توسعه منطقه‌ای به تعداد بسیار زیاد

قابل بازشناسی است، در این میان نقش فرصت‌های توسعه و ایجاد شرایط مساوی، انکارناپذیر است. روشن است مناطق به فرصت‌هایی نیاز دارند تا قابلیت‌های توسعه داخلی خود را نمایان کنند و در عرصه منطقه‌ای توان رقابت‌پذیری عادلانه داشته باشند. در این راستا عدم توازن در بین مناطق در جریان توسعه و ایجاد شکاف و تشدید نابرابری منطقه‌ای را نمی‌توان صرفاً ناشی از عوامل ذاتی مناطق دانست بلکه می‌توان در عملکرد نظام‌های سیاسی و اقتصادی در چگونگی توزیع فرصت‌ها تلقی کرد.

در ادبیات اقتصادی، عوامل تعیین‌کننده بین‌منطقه‌ای پایداری تورم به شکل کاملاً محدود تحلیل شده‌اند. Cecchetti & Debelle (2006) استدلال می‌کنند که مهم‌ترین منبع پایداری تورم در انتظارات تورمی نهفته است. هرچه کارگزاران گذشته‌نگرتر باشند، تورم پایدارتر در اقتصاد وجود دارد. در مقابل اگر عاملان اقتصادی صرفاً آینده‌نگر باشند، تداوم تورم صفر خواهد بود. ازآنجایی‌که انتظارات تورمی را می‌توان تحت‌تأثیر سیاست پولی قرار داد، برخی از مطالعات نقش پیروی از استراتژی هدف‌گذاری تورم و اعتبار کلی سیاست پولی را برای کاهش پایداری تورم بررسی می‌کنند (Erceg & Levin, 2006; Orphanides & Williams, 2004).

در مدل‌های نظری ارائه شده توسط Altissimo et al (2005) در بخش کالاهای غیر معاملاتی و Andres et al (2008) بر روی کالاهای قابل‌مبادله تفاوت‌های عمده تورمی در چرخه تجاری به دلیل ترجیحات متفاوت افراد در مناطق مختلف ذکر شده است اما Dridi & Nguyen (2019) بر اساس اثر Balassa–Samuelson اذعان دارند ناهمگونی‌های منطقه‌ای در رشد بهره‌وری نسبی بخش‌های قابل‌معامله در مقابل بخش‌های غیر قابل تجارت دلیل تفاوت در فشارهای تورمی مناطق مختلف است.

بیکاری بالا و سختی دستمزدها یکی دیگر از عوامل تعیین‌کننده بین‌منطقه‌ای پایداری تورم است که برخی پژوهشگران آن را مطرح کرده‌اند. بر اساس قوانین سخت‌گیرانه بازار کار، انتظار می‌رود دستمزدها سخت‌تر و چسبنده‌تر باشد، در نتیجه بیکاری بیشتر شود. ازآنجایی‌که دستمزدها به‌اندازه کافی انعطاف‌پذیر نیستند، به‌سختی می‌توانند در صورت بروز شوک‌ها به سمت تعادل جدید حرکت کنند. این امر مانع از حرکت انعطاف‌پذیر قیمت‌ها نیز می‌شود و در نهایت باعث تداوم تورم در مناطقی می‌گردد که بیکاری در آنها بیشتر است (Brunello et al, 2001).

Beck et al (2009) در تبیین تفاوت‌های تورم منطقه‌ای در گروهی از کشورهای منطقه یورو ناکارآمدی در بازارهای عوامل مانند رقابت محدود در نیروی کار و ویژگی‌های ساختاری خاص

هر منطقه را معرفی کرده‌اند. رقابت زیاد منجر به پایداری کمتر تورم می‌شود؛ دراین‌رابطه، Benigno (2004) نشان می‌دهد مناطق عقب‌مانده‌تر اغلب مناطقی هستند که دارای تغییرات قیمتی چسبنده‌تر هستند و انعطاف‌پذیر کمتری دارند؛ زیرا این مناطق بازارهای محصول رقابتی کمتری دارند و اگر بانک مرکزی شاخص تورم هدف خود را تعدیل نکند، مناطق عقب‌مانده برای مدت طولانی‌تری تحت‌تأثیر شوک‌های پولی قرار خواهند گرفت.

Mukhlish & Wahyuningsih (2020) در بررسی تورم استانی اندونزی اذعان دارند که معمولاً مناطق منزوی و توسعه‌نیافته اندونزی مانند مناطق شرقی آن تورم نسبتاً بالاتری نسبت به مناطق پیشرفته‌تر مرکزی مانند جاوا و بالی دارند و این امر ناشی از عوامل محلی خاص، به‌ویژه موانع در توزیع کالا به دلیل کمبود زیرساخت‌ها، شوک‌های بین‌المللی قیمت کالاها و همچنین رونق اقتصادی در عصر خودمختاری است. Cecchetti et al (2002) نیز نرخ بسیار پایینی از همگرایی بین سطوح قیمت در شهرهای ایالات متحده را به هزینه‌های حمل‌ونقل، سرعت‌های متفاوت تعدیل در شوک‌های کوچک و بزرگ و نقش کالاهای غیر قابل تجارت نسبت می‌دهند.

تفاوت‌های منطقه‌ای تورم و تداوم آن می‌تواند ناشی از موقعیت‌های متفاوت آن مناطق در طول چرخه اقتصادی باشد. به‌عبارت‌دیگر تفاوت‌های تورمی مناطق ممکن است منعکس‌کننده تفاوت در اندازه شکاف تولید بین آنها باشد. دراین‌رابطه چندین مطالعه (Alberola & Tyrvinen, 1998; Sinn & Reutter, 2001; Tsintzos & Dergiades, 2011) همبستگی مثبتی را بین معیارهای موقعیت ادواری کشورهای منطقه یورو و نرخ‌های تورم مربوطه نشان داده‌اند (Stylianou, 2023). روشن است اینرسی تورمی یک توضیح ساده ندارد؛ بلکه عوامل مختلف و پیچیده‌ای در ایجاد و تداوم آن نقش دارند؛ اما به‌طورکلی می‌توان تورم منطقه‌ای را به‌عنوان شاخص اصلی شوک‌های سمت عرضه اقتصاد در نظر گرفت (Mukhlish & Wahyuningsih, 2020). از زمان ظهور علم اقتصاد به‌عنوان یک‌رشته و به‌ویژه ظهور اقتصاد کلان، دو نظریه عمده عرضه و تقاضا در پشت تبیین تورم وجود داشته است. یعنی تقاضا و هزینه، تورم را افزایش می‌دهند. یک مدل علمی برای توضیح و تمایز تورم کشش تقاضا و فشار هزینه، مدل AD-AS است. در این مدل، افزایش عرضه پول، افزایش مخارج دولت (کاهش مالیات) یا افزایش برون‌زا در مخارج بخش خصوصی، منحنی تقاضای کل را به سمت راست منتقل می‌کند و بسته به شیب منحنی عرضه کل، باعث افزایش سطح قیمت و تولید واقعی می‌شود.

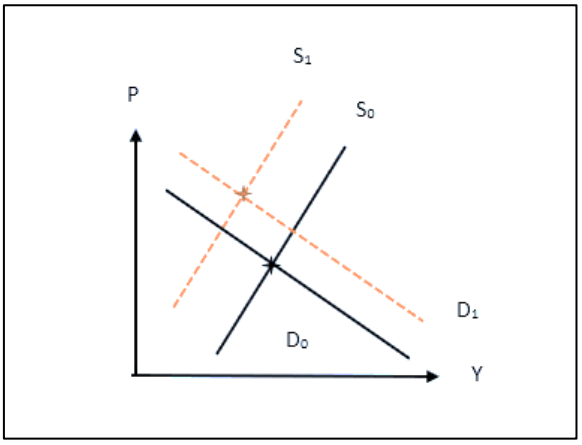
Algebrin (2006) معتقد است نقطه شروع در فهم عوامل تعیین‌کننده تورم در کشورهای صادرکننده نفت، مدل تورمی فشار هزینه است. در این مدل تورمی زمانی که در کشورهایی که بخش عرضه بی کشش یا کم‌کشش است افزایش نقدینگی و استمرار به کارگیری سیاست‌های انبساطی بخش تقاضا بیش از آن‌که سطح تولید و اشتغال را افزایش دهد، سبب شدت گرفتن تورم می‌شود و سیاست‌های انبساطی از دو طریق مختلف، یکی تنگناهای بخش عرضه اقتصاد و دیگری انتظارات تورمی سبب شدت گرفتن تورم شده و منفی‌شدن آثار مثبت آن شده و از طریق دامن‌زدن به تقاضای سفته بازی کالا سبب ضمیمه شدن پدیده تورم به رکود اقتصادی می‌شود (Khani Gharieh Gapi et al, 2014).

بنا به نظر McDermott (1997) تورم در کشورهای درحال‌توسعه می‌تواند حاصل بروز رونق شدید در اقتصاد باشد، البته این تورم تحت‌تأثیر متغیری چون شکاف تولید نیز قرار دارد. Ball & Mankew (1995) منشأ تورم را شوک‌های هزینه‌ای طرف عرضه اقتصاد می‌دانند که به افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها منجر می‌شود. در بروز فشار هزینه و افزایش قیمت‌ها، عوامل ساختاری نقش فعالی دارند، این عوامل باعث می‌شوند که افزایش عرضه در واکنش نسبت به فشار تقاضا – حتی اگر عوامل تولید بیکار، فراوان باشند – ناممکن یا بسیار کند شود و در نهایت نظریه فشار هزینه تورمی است که از ناحیه افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه قیمت تمام‌شده محصولات تولیدی و بالا رفتن هزینه نهایی تولید ایجاد می‌شود.

واضح است اقتصاد هر کشور ترکیبی از اقتصاد مناطق (استان‌های) مختلف است. اقتصادهای منطقه‌ای (ایالتی یا استانی) از نظر تنوع اقتصادی، تفاوت‌های جمعیتی، عدم تجانس جغرافیایی و درجه‌های توسعه‌یافتگی مالی با یکدیگر متفاوت هستند (Owyang et al, 2008).

گرایش به نابرابری بخصوص در سطح منطقه‌ای تحت‌تأثیر عوامل متعددی از جمله: پیشرفت و توسعه اقتصادی (Williamson, 1965; Elbers et al, 2005)، دسترسی (Hu, 2002)، عوامل تبعیض قومی و شکست‌های بازار مانند مهاجرت بیش از حد (Mills and Ferranti,1971; Ascani et al, 2012) و همچنین وضعیت سیاسی (Swastyardi, 2008) و... قرار دارد. چنین تفاوت‌هایی به‌ویژه برای کشورهای درحال‌توسعه با جغرافیای وسیع و شرایط اقتصادی و اجتماعی متنوع همچون ایران کاملاً مشهود است. در چنین شرایطی هراستان تولید ناخالص داخلی حقیقی (و البته شاخص قیمت مصرف‌کننده) مختص خود را دارد.

رشد ناهماهنگ و نامتناسب منطقه‌ای اختلالاتی به همراه دارد که در کشورهای درحال‌توسعه به‌مراتب شدیدتر و عمیق‌تر از اختلالات در کشورهای سرمایه‌داری پیشرفته است. رشد فضایی ناهماهنگ و نامتوازن به‌عنوان نمود آشکار فقدان دسترسی برابر به فرصت‌ها، می‌توانند یکی از عوامل ساختاری ایجادکننده تورم تلقی شوند. ازآنجایی‌که توزیع منابع و فرصت‌های توسعه شامل منابع مالی، منابع انسانی، خصوصیات اقلیمی، جمعیت پایه، دسترسی به مواد اولیه تولید، ساختار تولید، شبکه‌های ارتباطی و غیره میان مناطق مختلف یک کشور، یکسان نیست نمی‌توان انتظار داشت که میزان رشد و تولید اقتصادی در همه اجزای ساختار فضایی آن کشور برابر باشد (Azouji, 2011). توزیع نابرابر فرصت از طریق ایجاد شکاف در تولید و عرضه اقتصاد، هزینه تولید و توزیع را افزایش می‌دهد و ازآنجاکه این اختلال با سایر شوک‌های سمت عرضه و تقاضا تعامل فعال دارد و یکدیگر را به طور مستمر تقویت و تشدید می‌کنند، به تقاضای بیشتر می‌انجامد. در چنین شرایطی کسری بودجه هنگفت (ناشی از کاهش درآمدهای نفتی به‌عنوان منبع اصلی درآمدهای دولت و افزایش مخارج دولت) که عمدتاً از طریق چاپ پول تأمین می‌شود، بر فشارها و پویایی تورمی در اقتصاد می‌افزاید. نمودار (۱)، چارچوب خلاصه شده‌ای از مطالب بیان شده را در فضای عرضه و تقاضا ارائه می‌دهد.



نمودار ۱: نحوه تأثیرگذاری توزیع فرصت‌های توسعه بر تورم

مأخذ: نتایج پژوهش

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

Stylianou (2023) باهدف شناسایی عوامل اصلی تفاوت تورم در منطقه یورو برای دوره زمانی ۱۹۹۹-۲۰۱۸ به برآورد رگرسیون چندمتغیره با روش OLS و GMM می‌پردازند. برآوردهای تجربی نشان می‌دهد که دلایل اصلی واگرایی تورم در این منطقه دوگانه هستند و عمدتاً به تفاوت در قرار گرفتن در معرض شوک های خارجی و نیز تفاوت ناشی از موقعیت متفاوت کشورها در چرخه اقتصادی (شکاف تولید) مرتبط است.

Duran & Dindaroğlu (2020) با استفاده از یک الگوی فضایی درجه تداوم تورم مناطق ترکیه طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۳ را بررسی می‌کنند. مطابق یافته‌های این پژوهش درجات تخمینی پایداری تورم در سراسر مناطق ۲۶ گانه، ناهمگن و به شیوه همبسته فضایی توزیع شده است. در این مطالعه زمانی که سوگیری‌های تجمیع بخشی و منطقه‌ای در سیاست‌های پولی آزمایش می‌شود، تنها سوگیری تجمیع بخشی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

Kuncoro (2020) در پژوهشی پویایی نرخ تورم منطقه‌ای را در مورد سه شهر منتخب (مدان، جاکارتا و ماکاسار) اندونزی در دوران استقلال منطقه‌ای و عدم تمرکز مالی بررسی می‌کند. برای دستیابی به این هدف، وی از داده‌های نرخ تورم ماهانه بین ژانویه ۲۰۰۱ تا دسامبر ۲۰۱۸ بهره می‌برد. نتایج گرچه تفاوت معنی‌داری بین نرخ تورم منطقه‌ای و ملی نمایش نمی‌دهد؛ اما اذعان دارد نرخ تورم منطقه‌ای معمولاً در سمت عرضه ایجاد می‌شود و مدیریت همکاری‌های بین‌منطقه‌ای در زنجیره تأمین باعث تثبیت و کاهش نرخ تورم ملی می‌شود.

Deryugina et al (2018) نقش نسبی تحولات خاص منطقه‌ای و کالاهای خاص را در تنظیم قیمت مصرف‌کننده در روسیه بررسی می‌کنند. برای این منظور، یک مدل سلسله‌مراتبی عاملی پویا با استفاده از نرخ تورم مناطق و بخش‌های مختلف اقتصادی برآورد می‌شود. یافته‌ها نشان داد که به‌جز چند منطقه که عمدتاً در خاور دور و قفقاز شمالی واقع شده‌اند، شواهد کمی دال بر ارتباط بین عوامل خاص منطقه و تحولات تورم وجود دارد، در مقابل نقش تغییرات قیمت نسبی بین کالایی در تحولات تورم در روسیه قابل‌توجه است.

Gajewski (2018) از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) فصلی ۸ گروه اصلی از محصولات برای دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ در ۱۶ منطقه لهستان استفاده می‌کند تا الگوهای تداوم تورم منطقه‌ای را در قالب مدل‌های خودرگرسیونی مورد بررسی قرار دهد. نتایج رگرسیون این نتیجه را تقویت می‌کند که تورم در مناطق عقب مانده در شرق لهستان نسبت به مناطق توسعه‌یافته‌تر آن

در غرب پایدارتر است؛ ضمن آنکه از بین بخش‌های اصلی، پایداری CPI گروه غذا و نوشیدنی‌های غیرالکلی بسیار مشابه روند CPI کل است.

Marques et al (2014) در پژوهش خود واگرایی تورم منطقه‌ای شیلی را به‌عنوان یک نتیجه از تخصیص نامناسب جغرافیایی زیرساخت‌های تولید در مناطق مختلف توضیح می‌دهند. آنان برای این منظور از داده‌های تورم ماهانه ۲۳ شهر شیلی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۶ برای ۹۸ دسته از کالاها در قالب مدل GMM و تعریف متغیرهای ابزاری مختلف برای آن بهره می‌گیرند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که فاصله جغرافیایی و هزینه‌های حمل و نقل در تعیین نرخ تورم برای شهرهای مختلف نقش کلیدی دارد.

Tillmann (2013) از داده‌های فصلی CPI کلان‌شهرها، استان‌ها و شهرهای کوچک‌تر کره جنوبی بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ برای تجزیه و تحلیل تداوم روند تورم منطقه‌ای استفاده کرد. نتایج دوگانه وی از این پژوهش نشان می‌دهد: اتخاذ هدف‌گذاری تورمی منجر به کاهش تداوم تورم در سطح منطقه می‌شود بطوریکه در اکثر مناطق، تداوم تورم تحت رژیم جدید سیاست پولی بسیار کمتر است. ثانیاً، هدف‌گذاری تورمی همچنین منجر به کاهش ناهمگونی بین منطقه‌ای در تداوم تورم می‌شود و سیاست پولی به عنوان عامل مشترک و نیروی محرکه در پس هر دو یافته نقش داشته است.

Vaona & Ascari (2012) در مطالعه‌ای تداوم تورم منطقه‌ای را در هفتاد استان ایتالیا مورد بررسی قرار دادند. آنان برای این منظور از داده‌های فصلی شاخص قیمت (CPI) طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۹۶ بهره بردند. نتایج برآورد مدل VAR نشان داد تفاوت معناداری بین تداوم تورم در استان‌های مختلف وجود دارد؛ بطوریکه در مناطقی که از لحاظ اقتصادی عقب مانده هستند، تداوم تورم بیشتر است.

Xuechun (2010) دلایل شکاف تورم شهری و روستایی چین را بررسی می‌کند. برای این منظور مدل‌هایی بر اساس داده‌های تابلویی در فاصله ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۸ برآورد می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهد تفاوت‌های منطقه‌ای قابل‌توجه CPI تا حد زیادی با سطح تولید ناخالص داخلی استانی سرانه، شکاف تولید ناخالص داخلی و نسبت خرده فروشی شهری - روستایی توضیح داده شود.

Beck et al (2009) با استفاده از مجموعه‌داده جدیدی اندازه و تداوم نرخ‌های تورم منطقه‌ای را در شش کشور حوزه یورو بررسی و با نتایج ایالات متحده مقایسه می‌کنند. تجزیه‌وتحلیل تجربی آنان نشان می‌دهد که حدود ۵۰ درصد از تغییرات تورم منطقه‌ای با عوامل مشترک در سطح منطقه توضیح داده می‌شود که می‌تواند به سیاست پولی مشترک در منطقه یورو و تحولات خارجی، مانند

تغییرات قیمت نفت و نرخ مبادله یورو مرتبط باشد. عوامل ملی (مانند نهادهای بازار کار) در درجه دوم اهمیت قرار دارند و مؤلفه‌های منطقه‌ای حدود ۱۸ درصد از تغییرات تورم را تشکیل می‌دهند.

مطالعات داخلی

Kahrizi et al (2018) پویایی‌های تورم با لحاظ اثرات فضایی بین استان‌های ایران با استفاده از منحنی فیلیپس نیو کینزین هیبریدی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۰ را مدل‌سازی می‌کنند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد در هر استان شکاف تولید به عنوان نماینده متغیرهای واقعی بر نرخ تورم دوره جاری‌اش دارای تأثیرمثبت است و با توجه به معناداری خودهمبستگی فضایی بین استان‌های ایران بر تورم دوره جاری استان همسایه اثر منفی دارد.

Elahi et al (2014) ماندگاری تورم در ایران را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. آنان با استفاده از مدل‌های سری زمانی خودرگرسیونی و یک معیار ناپارامتری، ماندگاری تورم را در طول دوره ۱۳۹۰-۱۳۳۸، با لحاظ شکست ساختاری در سال ۱۳۵۷ مورد اندازه گیری قرار می‌دهند. یافته‌های این پژوهش حاکی از وجود ماندگاری قابل توجه تورم در سال‌های بعد از انقلاب و به خصوص تا سال ۱۳۷۴ (به دلیل وقوع انقلاب و جنگ در این دوره) است.

Delavari & Rafiian (2012) به تحلیل روند و نوسانات تورم بین استان‌های ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۹ پرداخته‌اند. برای این بررسی از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر مبنای سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. در نهایت مشخص شد که بیشترین تورم را استان‌های کوچک و محروم همچون استان‌های کهگیلویه و بویراحمد و چهارمحال و بختیاری تجربه کرده اند و استانهای بزرگ و برخوردار را کمتر دربرگرفته است. همچنین نتایج نشان داد که تفاوت‌های تورمی بین استان‌ها طی زمان تا حدودی از بین رفته‌اند و روند قیمت در بلندمدت به هم نزدیک و همگرا شده است.

Cafaie & Moradbeygi (2010) در مطالعه خود نابرابری تورمی ایران را به تفکیک استانی و برای سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۵ مورد بررسی قرار دادند. آنان از دو شیوه تحلیل توصیفی CPI ویژه خانور و شکاف ثروتمدارانه برای کلیه استان‌ها بر حسب مناطق شهری و روستایی بهره می‌برند. یافته‌های ارائه شده وجود تفاوت بین نرخ تورم مناطق شهری و روستایی را تأیید می‌کند اما این تفاوت بین نقاط شهری کشور ملموس‌تر است.

نگاهی کلی به مسئله تورم نشان می‌دهد گرچه شاخص‌های تورم به‌صورت انباشته در امتداد دو بعد بخشی و جغرافیایی ارائه می‌شوند بااین‌وجود، درحالی‌که بعد اول به طور گسترده مورد بررسی و مطالعه قرار گرفته، بعد دوم، در عوض تا حدودی مورد غفلت واقع شده است و تفاوت‌های منطقه‌ای تورم بسیار محدودتر مورد تحلیل قرار گرفته است. این محدودیت نباید دست‌کم گرفته شود، زیرا تفاوت در تداوم تورم منطقه‌ای به‌وضوح می‌تواند به‌اندازه تفاوت در تداوم تورم بخشی مهم و حائز اهمیت باشد؛ لذا در پژوهش حاضر باهدف کمک به ادبیات موجود سعی می‌شود در جهت رفع کاستی‌های موجود، ماهیت و علل تفاوت در پایداری تورم در مناطق مختلف ایران موردتوجه قرار گیرد.

روش تحقیق

قبل از بحث در مورد جزئیات داده‌ها و متغیرهای مورداستفاده، لازم است شاخص فرصت‌های توسعه و اجزای آن معرفی شود. به‌طورکلی رشد یا توسعه منطقه‌ای ناشی از یک عامل یا شرط واحد نیست، بلکه ناشی از تعامل و کنش مشترک (و به طرق مختلف) عوامل و ابعاد متعدد اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، نهادی و زیست‌محیطی است. هریک از این ابعاد به نوبه خود چندوجهی است؛ بنابراین شدت و شکل توسعه هر منطقه بر اساس عمق و سطح جنبه‌های مذکور شکل می‌گیرد (Becker & Wittemann, 2008). تا کنون تلاش‌های گوناگونی برای شاخص‌سازی فرصت توسعه انجام شده است که این تلاش‌ها عمدتاً بر اساس نابرابری‌های آموزشی و مربوط به حوزه اقتصاد خرد صورت‌گرفته است. بدون شک نظام آموزشی نقش اساسی در انباشت سرمایه انسانی، رشد و توسعه جامعه دارد. نابرابری فرصت در آموزش، موجب اتلاف استعداد افراد و کاهش امید به شکوفایی فراگیر می‌شود. با کاهش نابرابری فرصت آموزشی می‌توان علاوه بر بهبود توزیع آموزش، ابعاد دیگری مانند رفاه، درآمد، مشارکت عمومی، بهداشت و... را بهبود بخشید (Abounoori & Mohammadi, 2017). اما اندازه‌گیری فرصت‌های توسعه تنها به بعد آموزشی ختم نمی‌شود. دستیابی به توسعه، منوط به رفع نابرابری‌های موجود در زمینه دسترسی به امکانات و خدمات درمانی و بهداشتی نیز می‌شود (Rae, 2006). به نظر می‌رسد توزیع نامتوازن منابع بهداشتی و درمانی با ایجاد فرصت‌ها و قابلیت‌های متفاوتی برای استان‌های کشور همراه باشد (Shojaei et al, 2020). نقش زیرساخت‌ها در هدایت و سرعت توسعه اقتصادی یک کشور نیز غیرقابل‌انکار است. سیاست‌گذاران و پژوهشگران دربارهٔ مسائل منطقه‌ای ادعا می‌کنند که سرمایه‌گذاری در

زیرساخت‌های عمومی از مهم‌ترین ابزارها برای کاربست استراتژی رشد منطقه‌ای و همگرایی بیشتر آنها خواهد شد (Khalili Araghi et al, 2018). دسترسی به فرصت‌های توسعه ممکن است به‌شدت تحت‌تأثیر عوامل اقتصادی باشد، ازاین‌رو سنجش نابرابری‌های اقتصادی می‌تواند شاخص مناسبی از نحوهٔ توزیع فرصت‌ها در هر جامعه محسوب شود. روشن است که توسعه صرفاً یک مفهوم اقتصادی ندارد و جریانی چندبعدی است. عوامل فرهنگی جزءلاینفک برنامه‌های توسعه محسوب می‌شوند و به‌مثابه ریشه برای یک درخت، سایر ابعاد توسعه از این بعد تغذیه می‌کنند. حرکت در مسیر توسعه بدون توجه به ملاحظات زیست‌محیطی علاوه بر ایجاد اخلال در چرخه‌های اکولوژیکی، موجب تحمیل انواع هزینه‌های اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و امنیتی به اقتصاد خواهد شد. بحران آب، آلودگی‌ها (هوا، آب، خاک)، پدیده ریزگردها، گرمایش زمین، ازدست‌دادن تنوع زیستی، جنگل‌زدایی، مسائل بهداشت عمومی و دفع زباله، مصرف‌گرایی و کاهش منابع طبیعی تنها بخشی از مخاطرات زیست‌محیطی استان‌های مختلف هستند که در بلندمدت امکان توسعه هر منطقه‌ای را به خطر خواهد انداخت.

باتوجه‌به مطالب فوق روشن است فرصت‌های توسعه مقوله‌ای چندبعدی است و همین امر باعث می‌شود تا پژوهشگر با یک مسئله تصمیم‌گیری چند شاخصه (MCDM)[1] روبه‌رو باشد که البته برای مواجهه با آن روش‌های متنوعی وجود دارد. تجزیه‌وتحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)[2] از روش‌هایی آماری چندمتغیره است که برای کاهش پیچیدگی داده‌های حاصل از مواردی با حجم اطلاعاتی زیاد و همچنین تفسیر بهتر آنها استفاده می‌شود. با اعمال این روش، متغیرهای اولیه به مؤلفه‌های جدید و مستقل از یکدیگر که ترکیبی خطی از متغیرهای اولیه هستند، تبدیل می‌شوند. این روش کاهش داده، توسط Hotelling (1933) معرفی شده است و امکان شناسایی عوامل متعددی را می‌دهد که بیشترین تغییرپذیری در مجموعه وسیع از نماگرها را دارد. به‌منظور غلبه بر وزن‌های اریب‌دار که ممکن است ناشی از شاخص‌های بسیار همبسته باشد، این مطالعه از PCA دومرحله‌ای توصیه شده توسط Chen & Woo (2010) استفاده می‌کند. در گام نخست، نماگرها به ابعاد مختلف تفکیک می‌شوند و PCA برای نماگرهای مربوط به هر بعد، به‌صورت جداگانه اجرا خواهد شد. در مرحله بعد، PCA مجدداً برای مؤلفه‌های اصلی به‌دست‌آمده در هر بعد انجام می‌گیرد و در

1. Multiple Criteria Decision Making (MCDM)
2. Principal Component Analysis (PCA)

نهایت شاخص ترکیبی فرصت‌های توسعه ساخته می‌شود. در یک مجموعه از متغیرها از X_1 تا X_n داریم:

$$PC_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \cdots + a_{1n}X_n \quad (۱)$$

$$PC_m = a_{m1}X_1 + a_{m2}X_2 + \cdots + a_{mn}X_n$$

که در آن PC_m معرف مؤلفه مورد نظر و Xi متغیر (نماگر) اولیه و a_{mn} وزن برای مؤلفه اصلی mام و متغیر nام است.

جدول ۱: شاخص‌ها و نماگرها جهت محاسبه شاخص فرصت‌های توسعه در استان‌های کشور

ردیف	ابعاد	نماگرها
۱	بعد فرهنگی – اجتماعی	گنجایش سینما به‌ازای جمعیت، نسبت تعداد دستگیرشدگان انواع سرقت به کل جمعیت (معکوس)، ضریب نفوذ بیمه اجتماعی، ضریب نفوذ بیمه درمانی، توزیع کتابخانه‌های عمومی در سطح استان، سرانه عناوین کتب منتشر شده، نسبت تولید برنامه‌های رادیویی و تلویزیونی به کل تولیدات صداوسیما، سهم مقرری‌بگیران بیمه بیکاری از کل بیمه‌شدگان اصلی تأمین اجتماعی، نسبت بازدیدکنندگان از موزه‌ها و بناهای تاریخی به کل بازدیدکنندگان و نسبت هزینه‌های فرهنگی، گردشگری و تربیت‌بدنی (عمرانی) به کل مخارج عمرانی استان.
۲	بعد اقتصادی	ضریب جینی (معکوس)، بار تکفل (معکوس)، درصد اشتغال در بخش‌های مختلف (خدمات، صنعت، کشاورزی)، سهم اشتغال زنان شاغل در بخش غیرکشاورزی، نرخ بیکاری (معکوس)، سهم استان از ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد (خدمات، صنعت، کشاورزی) و سهم استان از ارزش کل معاملات بورس اوراق بهادار.
۳	بعد آموزشی	نسبت معلم به دانش‌آموز، نسبت کلاس به دانش‌آموز، نسبت آموزشگاه به دانش‌آموز، نسبت دانش‌آموزان دختر به پسر، نسبت دانشجویان هر استان به کل دانشجویان، نسبت استاد به دانشجو، نسبت تعداد مراکز فنی و حرفه‌ای هر استان به تعداد دانش‌آموزان متوسطه، نسبت هزینه‌های آموزشی و پژوهشی (عمرانی) به کل مخارج عمرانی استان، نرخ پوشش تحصیلی واقعی و درصد شاغلین کارگاه‌ها دارای فعالیت‌های تحقیق و توسعه.
٤	بعد زیربنایی	سرانه مرسولات، ضریب نفوذ تلفن همراه، ضریب نفوذ اینترنت، نسبت طول جاده به‌ازای جمعیت، نسبت طول خطوط راه‌آهن به‌ازای جمعیت، تعداد پرواز (خروجی) به‌ازای جمعیت، تراکم آزادراه و بزرگراه‌ها در استان، نسبت کارگاه‌های صدنفره و

		بیشتر بخش خصوصی به کل کارگاه‌ها، تولید سرانه برق، درصد روستاهای برخوردار از آب سالم و نسبت جایگاه‌های CNG به مساحت استان.
۵	بعد بهداشت و درمان	امید به زندگی، تعداد مؤسسات درمانی به‌ازای جمعیت، تعداد تخت بیمارستانی به‌ازای جمعیت، تعداد پزشک عمومی به‌ازای جمعیت، تعداد پزشک متخصص به‌ازای جمعیت، تعداد داروخانه به‌ازای جمعیت، تعداد آزمایشگاه به‌ازای جمعیت، تعداد مراکز توان‌بخشی به‌ازای جمعیت، تعداد مراکز پزشک هسته‌ای به‌ازای جمعیت، تعداد پایگاه‌های اورژانس پیش بیمارستانی ۱۱۵ به مساحت استان، تعداد شاغلان در بخش بهداشت و درمان به‌ازای جمعیت، تعداد خانه‌های بهداشت فعال روستاها به‌ازای جمعیت روستایی، تعداد مراکز بهداشتی و درمانی روستایی به‌ازای جمعیت روستایی و نسبت مخارج بهداشتی بخش عمومی (عمرانی) به مخارج عمرانی استان.
٦	بعد زیست‌محیطی	سرانه جنگل‌کاری، سرانه تخلیه آب‌های زیرزمینی (معکوس)، سهم آب مصرف شده استان از منابع آب کشور (معکوس)، سرانه انتشار کربن‌دی‌اکسید[1] (معکوس)، شدت مصرف انرژی (معکوس)، درصد روزهای همراه با گردوغبار (معکوس)، نسبت مساحت مناطق حفاظت شده به مساحت استان، نسبت جمعیتی که از خدمات سیستم دفع فاضلاب شهری مدیریت شده ایمن استفاده می‌کنند و نسبت هزینه‌های امور محیط‌زیست (عمرانی) به کل مخارج عمرانی استان.

مأخذ: مرکز آمار ایران و یافته‌های پژوهش

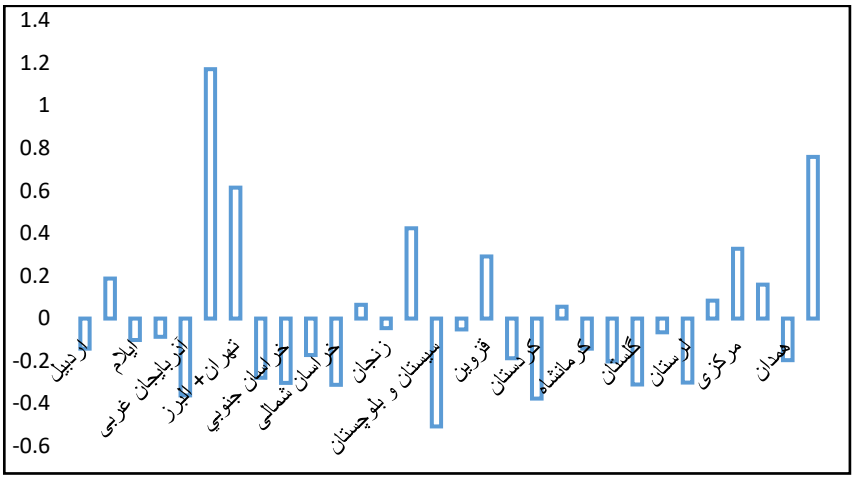
در نمودار (۲)، پراکندگی شاخص فرصت‌های توسعه در سطح کشور نمایش داده شده است. بر اساس رتبه‌بندی استان‌ها بر حسب این شاخص، مشاهده می‌شود استان‌های بوشهر، یزد و تهران (با احتساب استان البرز)، بالاترین میزان بهره‌مندی و استان‌های آذربایجان غربی، کردستان و سیستان و بلوچستان پایین‌ترین سطح فرصت توسعه را دارا می‌باشند.

---

۱. برای محاسبه انتشار CO_2 از مدل انتشار کربن بر مبنای سوخت به پیروی از مطالعه Ghaderi et al (2020) بهره گرفته شده است که به صورت رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$CO_2 = \sum_{i=1}^{n} A \times CCFI_{it} \times HE_{it} \times COF_{it} \times (\frac{44}{12})$$

که در آن A مصرف هر سوخت، CCF مقدار کربن، HE ارزش حرارتی، COF کربن اکسیداسیون و $\frac{44}{12}$ نسبت وزن ملکول‌های CO_2 به کربن است.



نمودار ۲: میانگین شاخص فرصت‌های توسعه استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری وابستگی بین متغیرها کاربرد دارند که از آن جمله می‌توان به ضریب همبستگی پیرسون، اسپیرمن و کندال اشاره کرد. هر یک از این معیارها دارای اشکالاتی هستند. توابع مفصل (کاپولا) ساختار همبستگی متغیرها را بدون درنظرگرفتن فروض سخت‌گیرانه نظیر نرمال بودن، مدل‌سازی می‌کنند. تحقیقات اخیر نشان داده توابع مفصل دارای مزایایی است که برخی از این آنها عبارت‌اند از: ۱) مفصل‌ها دارای انعطاف‌پذیری بالایی در مدل‌سازی و برآورد توزیع حاشیه‌ای با استفاده از تابع توزیع چندمتغیره پارامتریک هستند. ۲) مفصل‌ها در طول انتقال یکنواخت (متحدالشکل) ثابت‌اند. ۳) مفصل‌ها اطلاعاتی را نه تنها در خصوص شدت وابستگی بلکه در مورد ساختار وابستگی نیز فراهم می‌سازد (Pishabar et al, 2017).

اولین ذکر کاپولا در ریاضیات و آمار به تحقیقات Sklar (1959) باز می‌گردد. قضیه اسکلار اساساً بیان می‌کند که توابعی وجود دارند که توزیع‌های یک‌بعدی را برای تشکیل توزیع‌های چندمتغیره به هم پیوند می‌زنند. در واقع توابع کاپولا ابزاری است برای ساختن توزیع مشترک وقتی توزیع‌های حاشیه‌ای یک‌متغیره داده شده‌اند.

کاپولاهای زوجی را می‌توان به این صورت تعریف کرد: اگر X و Y متغیرهای تصادفی پیوست‌های با توابع توزیع $F(x) = P(X \leq x)$ و $G(y) = P(Y \leq y)$ و توابع توزیع توأم $H(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y)$ باشند برای هر زوج مانند (x,y) در فضای $[-\infty,\infty]^2$ نقطه‌های در فضای I^3 با مختصات $G(x), F(y), H(x,y)$ وجود دارد، این نگاشت از فضای I^2 به فضای I را

کاپولا می‌نامند. به عبارت دیگر کاپولا تابعی است با دامنه I^2 و برد I $(C: I^2 \to I)$ بطوری که به ازای همه مقادیر $x \in I$ روابط زیر برقرار باشد:

$$C(0,x) = C(x,0) = 0 \qquad (۲)$$
$$C(1,x) = C(x,1) = x$$

همچنین در توابع کاپولا و به ازای تمام مقادیر $a,b,c,d \in I$ که $a \le b, c \le d$ رابطه (۳) همواره برقرار است (Nelsen, 2006):

$$V_c([a,b] \times [c,d]) = C(b,d) - C(a,d) - C(b,c) + C(a,c) \ge 0 \qquad (۳)$$

در حالت کلی سه خانواده از کاپولاها وجود دارد: خانواده بیضوی، خانواده ارشمیدسی و خانواده مقادیر حدی. در خانواده بیضوی، متغیرها دارای توزیع متقارن هستند و از فرم بسته و مشخصی برخوردارند، مانند تابع کاپولای گوسی (نرمال) و تابع کاپولای t-student. هر یک از این دودسته از توابع کاپولا قابل‌تعمیم به توابع چندمتغیره هستند. تابع‌های کاپولای Clayton، Gumbel، Frank و Joe از انواع توابع کاپولای ارشمیدسی به شمار می‌روند که به‌وسیله تابع مولد تولید می‌شوند و دم‌های نامتقارن دارند. خانواده مقادیر حدی برای توصیف و مدل‌سازی ساختارهایی که دارای مقادیر نادر هستند، مفید خواهند بود. از توابع مهم این نوع می‌توان به کاپولاهای Galambos، Hustler-Reiss و مقدار حدی t-student اشاره کرد (Babaee & Rezaei, 2022). ازآنجاکه در مطالعه حاضر به‌منظور پردازش رابطه توزیع فرصت‌ها و پایداری تورم، تمامی توابع کاپولا مورد برازش قرار می‌گیرند، جدول (۲) شرح خلاصه‌ای از الگوهای کاپولاهای موجود را نشان می‌دهد.

جدول ۲: انواع توابع کاپولا

نام تابع	الگو	دامنه پارامتر
Frank	$\frac{-1}{\theta} ln\left[1 + \frac{(exp(-\theta u) - 1)(exp(-\theta v))}{exp(-\theta) - 1}\right]$	$\theta \epsilon R/0$
Gumbel	$exp\left\{-\left[(-\ln(u)^{\theta}) + (-\ln(v)^{\theta})\right]^{\frac{1}{\theta}}\right\}$	$\theta \epsilon [1, \infty)$
Independence	uv	
Clayton	$max\left[(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1), 0\right]^{\frac{-1}{\theta}}$	$\theta \epsilon [-1, \infty) \setminus 0$
Ali-Mikhail-Haq (AMH)	$\frac{uv}{1 - \theta(1-u)(1-v)}$	$\theta \epsilon [-1, 1)$

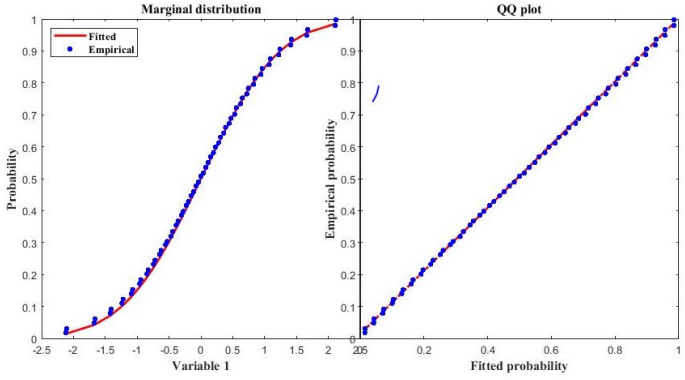
نام تابع	الگو	دامنه پارامتر
Joe	$1-\left[(1-u)^{\theta}+(1-v)^{\theta}-(1-u)^{\theta}(1-v)^{\theta}\right]^{\frac{1}{\theta}}$	$\theta\epsilon[1,\infty)$
Farlie-Gumbel	$uv[1+\theta(1-u)(1-v)]$	$\theta\epsilon[-1,1]$
Morgenstern		
Gumbel Barnett	$u+v-1+(1-u)(1-v)exp[-\theta ln(1-u)\ ln(1-v)]$	$\theta\epsilon[0,1]$
Plackett	$\frac{1+(\theta-1)(u+v)-\sqrt{1+(\theta-1)(u+v)^2-4\theta(}}{2(\theta-1)}$	$\theta\epsilon(0,\infty)$
Cuadras-Auge	$[\min(u,v)]^{\theta}(uv)^{(1-\theta)}$	$\theta\epsilon[0,1]$
Raftery	$u-\frac{1-\theta}{1+\theta}u^{\frac{1}{1-\rho}}\left(v^{\frac{-\rho}{1-\delta}}-v^{\frac{1}{1-\delta}}\right), if\ u\le v$ $v-\frac{1-\theta}{1+\theta}v^{\frac{1}{1-\rho}}\left(u^{\frac{-\rho}{1-\delta}}-u^{\frac{1}{1-\delta}}\right), if\ v<u$	$\theta\epsilon[0,1)$
Shih-Louis	$(1-\theta)uv+\theta\min(u,v), if\ \theta\epsilon(0,\infty)$ $(1+\theta)uv+\theta(u+v-1)\psi(u+v-1), if\ \theta\epsilon(-\infty,0]$	
Linear-Spearman	$\Psi(a)=1$	$\theta\epsilon[-1,1]$
cubic	$uv[1+\theta(u-1)(v-1)(2u-1)(2v-1)]$	$\theta\epsilon[-1,2]$
Burr	$u+v-1+\left[(1-u)^{\frac{-1}{\theta}}+(1-v)^{\frac{-1}{\theta}}-1\right]^{-\theta}$	$\theta\epsilon(0,\infty)$
Nelsen	$\frac{-1}{\theta}log\{1+\frac{[\exp(-\theta u)-1][\exp(-\theta v)-1]}{\exp(-\theta)-1}$	$\theta\epsilon(0,\infty)$
Galambos	$uvexp\{(-\ln(u))^{-\theta}+(-\ln(v))^{-\theta}\}^{\frac{-1}{\theta}}$	$\theta\epsilon[0,\infty)$
Marshall-Olkin	$min\left[u^{1-\theta_1}\ vuv^{1-\theta_2}\right]$	$\theta_1\theta_2\epsilon[0,\infty)$
Fischer-Hinzmann	$\{\theta_1[\min(u,v)]^{\theta_2}+(1-\theta_1)[uv]^{\theta_2}\}^{\frac{1}{\theta_2}}$	$\theta_1\epsilon[0,1),\theta_2\epsilon$
Roch-Alegre	$exp\left\{1-\left[\left(((1-\ln(u))^{\theta_1}-1\right)^{\theta_2}\right)+\left(((1-\ln(v))^{\theta_1}-1\right)^{\theta_2})^{\frac{1}{\theta_2}}+1\right]^{\frac{1}{\theta_1}}\right\}$	$\theta_1\epsilon[0,\infty),\theta_2\epsilon$
Fischer-Kock	$uv\left[1+\theta_2\left(1-u^{\frac{1}{\theta_1}}\right)\left(1-v^{\frac{1}{\theta_2}}\right)\right]^{\theta_1}$	$\theta_1\epsilon[1,\infty),\theta_2\epsilon$

نام تابع	الگو	دامنه پارامتر
BB1	$\left\{1+\left[\left(u^{-\theta_1}-1\right)^{\theta_2}+\left(v^{-\theta_1}-1\right)^{\theta_2}\right]^{\frac{1}{\theta_2}}\right\}^{\frac{-1}{\theta_1}}$	$\theta_1\epsilon[0,\infty),\theta_2\epsilon$
BB5	$exp\left\{-\left[(-\ln(u))^{-\theta_1}+(-\ln(v))^{-\theta_1}-\left((-\ln(u))^{-\theta_1\theta_2}+(-\ln(v))^{-\theta_1\theta_2}\right)^{\frac{-1}{\theta_2}}\right]^{\frac{1}{\theta_1}}\right\}$	$\theta_1\epsilon[1,\infty),\theta_2\epsilon$
Tawn	$exp\left\{ln\left(u^{1-\theta_1}\right)+ln\left(v^{1-\theta_2}\right)-\left[(-\theta_1\ln(u))^{\theta_3}+(-\theta_2\ln(v))^{\theta_3}\right]^{\frac{1}{\theta_3}}\right\}$	$\theta_1\theta_2\epsilon[0,1),\theta_3$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

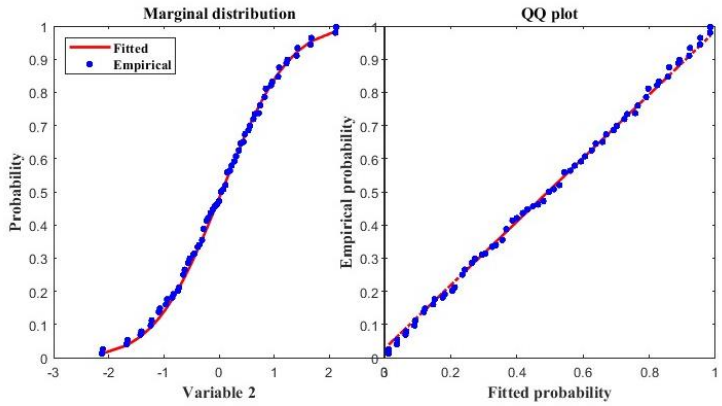
یافته‌های تحقیق

مشکل اصلی در مدل‌سازی‌های چندمتغیره با استفاده از توابع کاپولا، شناسایی تابع کاپولای مناسب برای مدل‌سازی است. برای این منظور ابتدا توزیع‌های حاشیه‌ای و نرمال دو متغیر فرصت توسعه و تورم در قالب نمودار (۳) و نمودار (۴) ارائه می‌شود. در ادامه ساختار وابستگی بین دو متغیر با استفاده از بهینه سازی محلی و شبیه‌سازی مونت کارلو زنجیره مارکوف در چارچوب بیزی استخراج می‌گردد.



نمودار ۳: توزیع حاشیه ای و توزیع نرمال شاخص فرصت توسعه

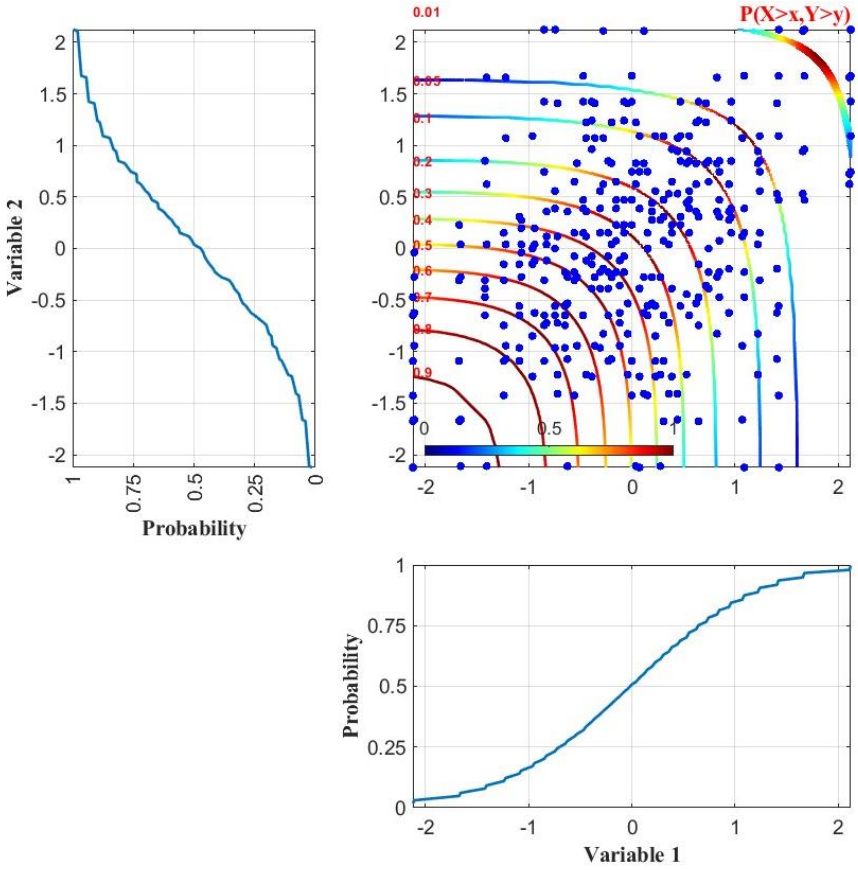
مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ٤: توزیع حاشیه ای و توزیع نرمال نرخ تورم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که داده‌ها باتوجه‌به نمودار چندکی، دارای توزیع نرمال هستند و برای جفت متغیرها شبیه‌سازی شده ساختار همبستگی مطابق نمودار (۵) خواهد بود.



نمودار ۵: ساختار وابستگی و علیت متغیرهای شاخص فرصت توسعه و نرخ تورم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه وابستگی بین متغیرهای موردمطالعه برای انواع تابع کاپولا بر اساس معیار ماکزیمم درست‌نمایی (Max-Likelihood)، معیار آکاییک (AIC)، بیزین (BIC)، حداقل مجذورات خطا (RMSE) و تعادل نش (NSE) برای جفت متغیرها شبیه‌سازی محاسبه و در نهایت کاپولای مناسب انتخاب می‌شود. معیار RMSE برای مقایسه مقدار خطای داده اندازه‌گیری شده با داده پیش‌بینی ابزار مناسبی است. RMSE معمولاً مثبت بوده گرچه مقدار ایدئال برای این خطا برابر با صفر است. ضریب NSE عموماً برای ارزیابی قدرت پیش‌بینی مدل‌ها استفاده می‌شود و مقداری بین صفر و یک دارد. نزدیک بودن به یک، نشان‌دهنده تطابق بهتر مقادیر تخمینی با مقادیر اندازه‌گیری شده است (Babaee & Rezaei, 2022). این معیارها به ترتیب به شکل روابط (۴) و (۵) نشان داده می‌شود:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}[P_i - O_i]^2}{n}} \quad (۴)$$

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}[P_i - O_i]^2}{\sum_{i=1}^{n}[O_i - \bar{O}]^2} \quad (۵)$$

دو معیار اطلاعات آکائیک و بیزین نیز که علاوه بر کمینه‌سازی بین مشاهدات و شبیه‌سازی مدل پیچیدگی آن را نیز در نظر می‌گیرند توسط روابط (۶) و (۷) برآورد می‌شود:

$$AIC = Nlog(MSE) + 2p \quad (۶)$$

$$BIC = [Nlog(MSE) + p \times \log(N)] \quad (۷)$$

که در آنها p تعداد پارامترهای برازش داده شده، MSE میانگین مربعات خطا و N تعداد مشاهدات است. نتایج این محاسبه در جداول (۳) و (۴) آورده شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد تابع کاپولا بین متغیرهای فرصت‌های توسعه و نرخ تورم در جدول (۳) نشان می‌دهد تابع کلایتون بهترین توضیح‌دهندگی را با توجه به مقادیر حداکثر راستنمایی، معیار اطلاعاتی آکائیک و بیزین دارد. این نتیجه بر اساس کمترین مقدار معیار حداقل مجذور خطا و بیشترین مقدار تعادل نش (با مقدار تقریبی ۰/۹۳۰۷) در جدول (۴) نیز تأیید شد، بنابراین تابع کلایتون بهترین تابع برازش شده بین همه توابع مفصلی تخمینی خواهد بود. این مفصل توسط کلایتون در سال ۱۹۷۸ به صورت:

$$max\left[\left(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1\right), 0\right]^{\frac{-1}{\theta}}, \quad \theta \in [-1, \infty) - \{0\} \quad (۸)$$

ارائه شده است. تابع مولد آن از رابطه (۹) به دست می‌آید:

$$\varphi(u) = \frac{1}{\theta}(u^{-\theta} - 1) \quad (۹)$$

که در آن θ پارامتر توزیع است. این مفصل نامتقارن است به نحوی که در آن وابستگی به دنباله منفی بیشتر از وابستگی به دنباله مثبت بوده یا به‌عبارت‌دیگر وابستگی دمی پایین و استقلال دمی بالا وجود دارد. این مهم نشان می‌دهد که متغیرها دارای وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین یکسانی نیستند و به‌صورت هم مسیر در بازه‌های مثبت و منفی عمل نمی‌کنند؛ لذا براین‌اساس می‌توان نتیجه گرفت که ساختار وابستگی شاخص تورم و شاخص فرصت‌های توسعه، غیرخطی و منفی (معکوس) بوده و این وابستگی تنها در کران توزیع متغیرهاست. به‌طوری‌که با افزایش فرصت‌های توسعه و توزیع متعادل آن، نرخ تورم کاهش‌یافته است. یعنی واکنش تورم در مقابل شاخص فرصت‌های توسعه عکس بوده است؛ هنگام توزیع نابرابر فرصت توسعه در میان استان‌های کشور، تورم افزایش‌یافته و هنگام توزیع برابر و مناسب فرصت‌ها، نرخ تورم در استان‌های کشور دچار افت گردیده است.

جدول ۳: نتایج توزیع احتمال مشترک توابع کاپولا بین متغیرهای فرصت‌های توسعه و نرخ تورم

Max-Likelihood	AIC	BIC	رتبه‌بندی
Clayton	Clayton	Clayton	۱
Shih-Louis	Shih-Louis	Shih-Louis	۲
Raftery	Raftery	Raftery	۳
BB1	Clayton	Clayton	۴
Marshal-Olkin	Frank	Frank	۵
Roch-Alegre	Nelsen	Nelsen	۶
Frank	Gaussian	Gaussian	۷
Nelsen	Burr	Burr	۸
Fischer-Hinzmann	Cuadras-Auge	Cuadras-Auge	۹
Gaussian	Galambos	Galambos	۱۰
t	Gumbel	Gumbel	۱۱
BB5	Joe	Joe	۱۲
Burr	Linear-Spearman	Linear-Spearman	۱۳
Cuadras-Auge	Plackett	Plackett	۱۴
Galambos	BB1	BB1	۱۵
Gumbel	Roch-Alegre	Roch-Alegre	۱۶
Tawn	Fischer-Hinzmann	Fischer-Hinzmann	۱۷
Joe	t	t	۱۸
Linear-Spearman	BB5	BB5	۱۹
Plackett	Tawn	AMH	۲۰
AMH	AMH	Tawn	۲۱
FGM	FGM	FGM	۲۲
Fischer-Kock	Independence	Independence	۲۳
Cubic	Fischer-Kock	Fischer-Kock	۲۴
Independence	Cubic	Cubic	۲۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

وابستگی (دنباله‌ای) دمی در توابع کاپولایی علیت بین متغیرها را نیز به‌خوبی نشان می‌دهند. اگر تجزیه‌وتحلیل بیزی با شبیه‌سازی مونت‌کارلو زنجیره مارکوف انجام شود، تخمینی از عدم قطعیت

برای هر جفت داده می‌تواند از توزیع پسین پارامترهای جفت ارائه شود. مونت‌کارلو زنجیره مارکوف در چارچوب بیزی نه‌تنها یک تخمین قوی از بهینه جهانی ارائه می‌کند، بلکه توزیع پسین خانواده‌های جفت را نیز تقریبی می‌کند که می‌تواند برای ساخت یک محدوده عدم قطعیت پیش‌بینی برای جفت‌ها استفاده شود. روش‌های بهینه‌سازی محلی مستعد به دام افتادن در بهینه محلی هستند. توزیع پسین کلایتون که توسط شبیه‌سازی مونت‌کارلو زنجیره مارکوف در چارچوب بیزی و با رویکرد محلی به‌دست‌آمده است، احتمال حداکثری را نشان می‌دهند. در ساختار وابستگی و علیت، عدم قطعیت اساسی که به‌نوعی دقت در اندازه‌گیری است ازآنجاکه محدوده عدم قطعیت ایزولاین‌های احتمال در سناریوی کاپولای کلایتون آن‌قدر وسیع است که می‌تواند بهترین پیش‌بینی بیشتر جفت‌ها را در بر بگیرد در ساختار وابستگی مشهود است که محدوده عدم قطعیت تنها به دلیل تأثیرات عدم قطعیت پارامتر به‌دست‌آمده در تحلیل بیزی است (محدوده عدم قطعیت با نقاط قرمز و داده‌های مشاهده شده با نقاط آبی در نمودار ۵ نشان‌داده‌شده است). ازاین‌رو اثبات می‌شود سناریو کاپولای کلایتون برای مدل‌سازی وابستگی فرصت‌های توسعه و نرخ تورم قابل‌استفاده است و ازآنجاکه بر اساس علیت گرنجر، اگر گذشته A به پیش‌بینی آینده B کمک کند، متغیر A باعث ایجاد متغیر B می‌شود، لذا ساختار وابستگی بین متغیر فرصت‌های توسعه و نرخ تورم نشان می‌دهد متغیر توزیع فرصت‌های توسعه می‌تواند علت تورم باشد.

جدول ٤: پارامترهای تخمینی کاپولا متغیرهای شاخص فرصت توسعه و نرخ تورم

کاپولا	NSE	RMSE	کاپولا	NSE	RMSE
Gaussian	۰/۸۹۲۳	/۳۴۳۵	Shih-Louis	۰/۹۰۷۲	۰/۳۱۸۸
T	۰/۸۹۲۲	۰/۳۴۳۶	Linear-Spearman	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۹
Marshal-Olkin	۰/۸۹۸۱	۰/۳۳۴۰	Cubic	۰/۷۵۳۵	۰/۵۱۹۷
Frank	۰/۸۹۵۱	۰/۳۳۹۱	Burr	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۸
Gumbel	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۸	Nelsen	۰/۸۹۵۱	۰/۳۳۹۱
Independence	۰/۷۴۴۹	۰/۵۲۸۶	Galambos	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۸
AMH	۰/۸۴۵۱	/۴۱۲۰	Clayton	۰/۹۳۰۷	۰/۲۷۵۶
Joe	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۸	Fischer-Hinzmann	۰/۸۹۲۵	۰/۳۴۳۱
FGM	۰/۸۱۰۷	۰/۴۵۵۳	Roch-Alegre	۰/۸۹۶۵	۰/۳۳۶۸
Plackett	۰/۸۸۵۰	۰/۳۵۴۹	Fischer-Kock	۰/۸۱۰۷	۰/۴۵۵۳
Cuadras-Auge	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۸	BB1	۰/۸۹۸۱	۰/۳۳۴۰

Raftery	۰/۸۹۸۳	۰/۳۳۳۷	BB5	۰/۸۹۲۲	۰/۳۴۳۷
			Tawn	۰/۸۹۲۱	۰/۳۴۳۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه سعی شده است؛ عوامل غیرپولی تعیین‌کننده تورم باتوجه‌به تجربه استان‌های ایران مورد تحلیل قرار گرفت. یکی از این عوامل، توزیع نامناسب فرصت‌های توسعه بین مناطق مختلف است که می‌تواند آثار مخربی بر حصول پایداری اقتصادی، پیشرفت یکپارچه کشور و نیز افزایش و تعمیق تورم بگذارد. برای این منظور نخست مجموعه‌داده‌های بزرگی گردآوری شد که شامل سی استان کشور (با احتساب استان البرز در استان تهران) برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۹ و طیف گسترده‌ای از متغیرهای کلان مربوط به ۶۷ نماگر در شش بعد اصلی مختلف اجتماعی- فرهنگی، اقتصادی، بهداشتی، زیرساختی، آموزشی و زیست محیطی است. این داده‌ها طی دو مرحله از طریق روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) برای محاسبه میزان فرصت‌های توسعه استان‌ها مورد استفاده قرار گرفت.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده:

-توزیع شاخص فرصت‌های توسعه در بین استان‌های کشور نابرابر و نامتعادل است.

-با بهره‌گیری از توابع کاپولا، رابطه بین توزیع فرصت‌های توسعه و تورم مورد ارزیابی قرار گرفت و بر اساس کاپولای کلایتون مشخص شد همبستگی منفی‌بین دو متغیر مذکور وجود دارد و این دو متغیر همسو و هم مسیر عمل نمی‌کنند. یعنی چنانچه یکی افزایش یابد دیگری روبه‌کاهش می‌گذارد.

-علاوه بر این بر اساس اثبات وابستگی دمی رابطه علیت بین فرصت‌های توسعه و تورم نیز قابل‌استنباط است؛ بنابراین، این فرضیه که توزیع نابرابر فرصت‌های توسعه به‌عنوان یکی از علل تداوم تورم در بین استان‌های ایران است، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بنابراین، باتوجه‌به ارتباط منفی‌بین توزیع برابر فرصت‌ها و تورم در استان‌های ایران پیشنهادهای ذیل قابل‌ارائه است:

-باتوجه‌به ابعاد فرهنگی - اجتماعی، اقتصادی، آموزشی، زیربنایی، بهداشت و درمان و زیست‌محیطی که در تهیه شاخص توزیع فرصت‌ها از آنها استفاده شد، لزوم تمرکززدایی

اقتصادی و اداری از امکانات و فرصت‌ها در کشور و توزیع فرصت‌ها در تمام استان‌ها دارای اهمیت است.

-باتوجه‌به اینکه بخشی از تورم موجود در استان‌ها به‌واسطه فشار تقاضای ناشی از توزیع نامناسب فرصت‌ها است؛ لذا لزوم توجه به امکانات بالقوه و مزیت‌های هر استان در توزیع فرصت‌ها می‌تواند دارای اهمیت باشد.

-باتوجه‌به شناخت افراد بومی یک استان از مشکلات و موانع توسعه و توزیع فرصت‌ها در استان، لزوم توجه به تمرکززدایی از تصمیمات مرکزی و انتقال این تصمیمات به استان‌ها می‌تواند به توزیع فرصت‌ها در استان‌ها کمک نماید.

تعارض منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از ارائه نظرات علمی داوران محترم در جهت اصلاح مقاله سپاسگزاری می‌گردد.

ORCID

Bahareh Karami https://orcid.org/0000-0003-3903-5780

Azad Khanzadi https://orcid.org/0000-0002-2060-275x

References

Abounoori E, Mohammadi A. Measuring Human Opportunity Index in Education for I.R. Iran. *QJFR 2017*; 14 (3):67-90 [in Persian]

Andrés, J., Ortega, E., & Vallés, J. (2008). Competition and inflation differentials in EMU. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(3), 848-874.

Ascari, G., & Sbordone, A. M. (2014). The macroeconomics of trend inflation. *Journal of Economic Literature*, 52(3), 679-739.

Azouji A. (2011). Measurement and Analysis of Regional Labor Market Inequalities in the 4th Development Plan. *JPBUD*. 16(2), 83-106. [in Persian]

Ball, Lawrence and N. Gregory Mankew (1995), "Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics, February*, pp. 161-194.

Beck, G. W., Hubrich, K., & Marcellino, M. (2009). Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States. *Economic Policy*, 24(57), 142-184.

Benigno, P. (2004). Optimal monetary policy in a currency area. *Journal of international economics*, 63(2), 293-320.

Benigno, P., Rodríguez-Palenzuela, D., & Altissimo, F. (2005). Long-run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union. *Moneda y crédito*, (220), 203-260.

Brunello, G., Lupi, C., & Ordine, P. (2001). Widening differences in Italian regional unemployment. *Labour Economics*, 8(1), 103-129.

Cafaie, M., & Moradbeygi, M. (2010). Inflation Inequality in Iran, Provincially Disaggregated. *Journal of Economics and Modelling*, 1(2), 31-51. [in Persian]

Cecchetti, S. G., Mark, N. C., & Sonora, R. J. (2002). Price index convergence among United States cities. *International Economic Review*, 43(4), 1081-1099.

Cohen, G. A. (1989). On the currency of egalitarian justice. *Ethics*, 99(4), 906-944

Deryugina, E., Karlova, N., Ponomarenko, A., & Tsvetkova, A. (2019). The role of regional and sectoral factors in Russian inflation developments. *Economic Change and Restructuring*, 52(4), 453-474.

Dridi, J., & Nguyen, A. D. (2019). Assessing inflation convergence in the East African Community. *Journal of International Development*, 31(2), 119-136.

Dunnzlaff, L., Neumann, D., Niehues, J., & Peichl, A. (2011). Equality of opportunity and redistribution in Europe. In *Inequality of opportunity: theory and measurement* (Vol. 19, pp. 99-129). Emerald Group Publishing Limited.

Duran, H. E., & Dindaroğlu, B. (2021). Regional inflation persistence in Turkey. *Growth and Change*, 52(1), 460-491.

Ebrahimi, N., Pedram, M., & Mousavi, M. (2019). Estimation of Core Inflation in Iran and Its Provinces Using Space State Model. *Journal of Economic Modeling Research*, 10(36), 7-36. [in Persian]

Elahi N, Najarzadeh A, Asgari M. (2014). Investigating the Inflation Persistence in Iran. *JPBUD*. 19(3), 47-68. [in Persian]

Erceg, C., & Levin, A. (2006). Optimal monetary policy with durable consumption goods. *Journal of monetary Economics*, 53(7), 1341-1359.

Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159.

Gajewski, P. (2018). Patterns of regional inflation persistence in a CEE country. The case of Poland. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 31(1), 1351-1366.

Ghaderi, S., Khanzadi, A., & Karimi, M. S. (2021). Evaluating and analyzing the effects of green tax policy enforcement on renewable energies

development in Iran. *Journal of Development and Capital*, 5(2), 105-121. [In Persian]

Kahrizi, Z., maraseli, A., & asgari, H. (2018). Inflation Dynamics in Iran Provinces: A Spatial Econometric Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(77), 139-167. doi: 10.22054/ijer.2018.10150 [in Persian]

Khalili Araghi, M., Kabiri Renani, M., & Nobahar, E. (2018). Investigating the Effects of Different Kinds of Infrastructures on Income Distributions of Provinces in Iran: A Generalized Method of Moment *Approach. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(4), 119-142. [in Persian]

Khalili, A. S. M., & Goodarzi, F. Y. (2017). Inflation Persistency in Iran with the Heterogeneous Approach of Economic Agents in Dynamic Stochastic General Equilibrium Models. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 36(10), 1-23. [in Persian]

Khani Gharieh Gapi, N., Sahabi, B., Azizi, F., & Sabagh Kermani, M. (2014). Identification of Stagflation Causes in Iran: A Threshold Error Correction Method. *Economic Modeling*, 7(24), 19-35. [in Persian]

Marques, H., Pino, G., & de Dios Tena Horrillo, J. (2014). Regional inflation dynamics using space–time models. *Empirical Economics*, 47, 1147-1172.

Mukhlish, 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.

Mukhlish, 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.

Nelson, R.B. (2006). *An Introduction to Copulas*. New York, NY: Springer.

Odonye, O. J., Odeniran, S. O., Oduyemi, A. O., Olaoye, O. J., & Ajayi, K. J. (2014). An examination of the structural inflation dynamics in Nigeria. *Economic and Financial Review*, 52(1), 5.

Orphanides, A., & Williams, J. (2004). Imperfect knowledge, inflation expectations, and monetary policy. *In The inflation-targeting debate* (pp. 201-246). University of Chicago Press.

Owyang, M. T., Zubairy, S., & Durham, N. C. (2008). The Regional Variation in the Response to Government Spending Shocks. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper.*

Pishabar, E., Pakrooh, P., & Ghahremanzadeh, M. (2017). An Analysis Correlation between Oil Prices, Exchange Rate and Imported Inputs of Poultry Industry in Iran: Using Vine-Copula Approach. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 31(3), 207-215. doi: 10.22067/jead2.v31i3.59168 [in Persian]

Rae, M. (2006). Health inequalities—a sustainable development issue. *Public Health*, 120(12), 1106-1109.

Rahmani, T., Fallahi, S., & Dreger, C. (2013). Inflation and Cost Push in Iran's Economy. *Iranian Economic Review*, 17(3), 1-24.

Ridhwan, M. M. (2016). Inflation differentials, determinants, and convergence: Evidence from Indonesia subnational data. *The Journal of Developing Areas*, 50(5), 257-276.

Shojaei, P., Ghanbarzadegan, A., Najibi, M., & Bastani, P. (2020). Ranking of Iranian provinces based on healthcare infrastructures: before and after implementation of Health Transformation Plan. *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, 18(1), 1-13.

Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. In Annales de l'ISUP (Vol. 8, No. 3, pp. 229-231).

Stylianou, T. (2023). Inflation differentials among European Monetary Union Countries: An empirical evaluation with structural breaks. *National Institute Economic Review*, 264, 91-109.

Tillmann, P. (2013). Inflation targeting and regional inflation persistence: Evidence from Korea. *Pacific Economic Review*, 18(2), 147-161.

Vaona, A., & Ascari, G. (2012). Regional inflation persistence: evidence from Italy. *Regional Studies*, 46(4), 509-523.

Xuechun, Z. H. A. N. G. (2010). The urban–rural differences of inflation in China. *J Finance Res*, 10(004).