

ORIGINAL ARTICLE

Investigating Economic Prosperity and Recession in Isfahan Province Using the Regional Capital Matrix

Maryam Amini¹, *Nematolla Akbari², Rozita Moayedfar³, Fatemeh Bazzazan⁴

1. Ph.D. Student, Urban and Regional Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

2. Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Al-Zahra University of Tehran, Tehran, Iran.

Correspondence

Nematolla Akbari
Email: N_akbari@ase.ui.ac.ir

Received: 15/ Feb /2023

Accepted: 9 /Oct /2023

How to cite:

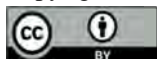
Amini, M., Akbari, N. Moayedfar, R., & Bazzazan, F. (2024). Investigating economic prosperity and recession in Isfahan province using the regional capital matrix. *Economic Growth and Development Research*, 14(54), 51-64. (DOI:[10.30473/egdr.2023.67103.6679](https://doi.org/10.30473/egdr.2023.67103.6679))

ABSTRACT

Economic prosperity (recession) means that the GDP increases (decreases) between two consecutive periods. One of the important approaches in examining economic prosperity and recession is the use of the capital matrix. This matrix is a suitable solution for providing the analysis of calculable general equilibrium patterns such as the dynamic input-output model. However, the main problem in the country is the lack of regional capital matrix statistical data. Therefore, it is practically impossible to check economic prosperity and recession at the regional level. The aim of the current research is to provide a non-statistical solution based on the theoretical foundations of the data to estimate the regional capital matrix from the national capital matrix. Therefore, an effort is made to estimate the capital matrix of Isfahan province with the help of the development of Charm's non-statistical method by regionalizing the national capital matrix. To validate the estimates made from the development of the charm approach, the data of provincial and construction bank credits of the agricultural and construction sectors for the year 2015 will be used. Also, the capital formation data of the industry and mining sector were also extracted from the Isfahan province yearbook for the same year. On the other hand, in the following, the effect of time delay on the value of regional capital formation will be investigated using the Charm method developed. The results show that as the time interval increases, the estimated capital formation value of the region will be closer to the real capital formation value of the sector. This is truer in sectors that are inherently more disruptive. On the other hand, the results show that the most capital productions are related to industry, construction and agriculture sectors. Also, most capital purchases are related to industry, services and real estate sectors. On the other hand, the analysis of the regional capital matrix shows economic prosperity in 2015 for Isfahan province

KEYWORDS

Input-Output, Regional Economy, Capital, Charm Method
JEL Classification: C67, E22, R11.



«مقاله پژوهشی»

بررسی رونق و رکود اقتصادی در استان اصفهان با استفاده از ماتریس سرمایه منطقه‌ای

مریم امینی^۱، *نعمت الله اکبری^۲، رزیتا مؤیدفر^۳، فاطمه بزازان^۴

چکیده

رونق (رکود) اقتصادی بدان معناست که تولید ناخالص داخلی بین دو دوره متوالی افزایش (کاهش) پیدا کند. یکی از رویکردهای مهم در بررسی رونق و رکود اقتصادی استفاده از ماتریس سرمایه است. اما مشکل اساسی در کشور، نبود داده‌های آماری ماتریس سرمایه منطقه‌ای است. هدف پژوهش حاضر ارائه راهکاری غیرآماري مبتنی بر مبانی نظری داده ستانده، برای برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای از درون ماتریس سرمایه ملی است. از این رو تلاش می‌شود تا به کمک بسط روش غیرآماري چارم با منطقه‌ای‌سازی ماتریس سرمایه ملی، ماتریس سرمایه استان اصفهان برآورد شود. برای اعتبارسنجی برآوردهای انجام شده حاصل از توسعه رویکرد چارم، از داده‌های اعتبارات بانکی استانی و عمرانی بخش‌های کشاورزی و ساختمان برای سال‌های ۱۳۹۵ استفاده خواهد شد. همچنین داده‌های تشکیل سرمایه بخش صنعت و معدن نیز از سالنامه استان اصفهان برای همین سال استخراج شدند. از طرفی در ادامه اثر وقفه زمانی بر ارزش تشکیل سرمایه منطقه‌ای برآوردی از روش چارم توسعه داده شده، مورد بررسی قرار خواهد گرفت. نتایج نشان می‌دهد که با زیاد شدن وقفه زمانی، ارزش تشکیل سرمایه برآوردی منطقه به مقدار واقعی تشکیل سرمایه بخشی نزدیک خواهد شد. این امر در بخش‌هایی که ذاتاً با وقفه بیشتری مواجه هستند، درست‌تر است. از طرفی نتایج نشان می‌دهند که بیشترین تولیدات سرمایه‌ای مربوط به بخش‌های صنعت، ساختمان و کشاورزی است. همچنین بیشترین خریدهای سرمایه‌ای مربوط به بخش‌های صنعت، خدمات و مستغلات است. از طرفی تجزیه و تحلیل ماتریس سرمایه منطقه‌ای، رونق اقتصادی را در سال ۱۳۹۵ برای استان اصفهان نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی

داده ستانده، سرمایه، اقتصاد منطقه‌ای، روش چارم.

طبقه بندی JEL: C67, E22, R11

- ۱- دانشجوی دکتری اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
- ۲- دکتری اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
- ۳- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
- ۴- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا تهران، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:

نعمت الله اکبری

رایانامه:

n_akbari@ase.ui.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۷

استناد به این مقاله:

امینی، مریم؛ اکبری، نعمت الله؛ مؤیدفر، رزیتا و بزازان، فاطمه (۱۴۰۳). بررسی رونق و رکود اقتصادی در استان اصفهان با استفاده از ماتریس سرمایه منطقه‌ای. فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۴(۵۴)، ۶۴-۵۱.

(DOI:10.30473/egdr.2022.65503.6597)



۱- مقدمه

یکی از عوامل مهم رونق اقتصادی، تشکیل سرمایه در بُعد زمان است (اکبری و امینی، ۱۴۰۲)؛ که عاملی برای رشد تولید ناخالص داخلی محسوب می‌شود (تقوی و پهلوانی، ۱۳۹۷) و خود زمینه‌ای برای رونق اقتصادی است. فقدان داده‌های سرمایه‌ای در سطح منطقه باعث شده است؛ تا بررسی رونق و رکود اقتصادی به کمک ماتریس سرمایه در پژوهش‌های داخلی مورد توجه محققین نباشد. اما نتایج ناشی از رویکرد داده ستانده پویا، با تأکید بر ماتریس سرمایه به عنوان یک عنصر درون‌زا و مستقل از تقاضای نهایی، می‌تواند مفید باشد. رویکرد داده ستانده، یک رویکرد کمی بر پایه داده‌های تجربی است (چن و دای^۱، ۲۰۲۲)؛ این رویکرد به دو دسته کلی تقسیم می‌شود. در مدل‌های داده ستانده پویا، داد و ستد کالاهای سرمایه‌ای در یک سال معین در کنار تبادلات کالاهای واسطه‌ای مورد توجه قرار می‌گیرند (امینی و همکاران، ۱۴۰۲). این در حالی است که تشکیل سرمایه در مدل داده ستانده ایستا به عنوان یک متغیر برون‌زا و زیر مجموعه‌ای از تقاضای نهایی مورد توجه قرار خواهد گرفت. یکی از کاربردهای ماتریس سرمایه، برآورد تابع تولید (بانک مرکزی، ۱۳۹۹) و بررسی بهره‌وری نهایی سرمایه است (استادزاد و بهپور، ۱۳۹۳). اما مهم‌ترین کاربرد ماتریس سرمایه بررسی رونق و رکود اقتصادی است. رونق (رکود) به معنای افزایش (کاهش) تولید ناخالص داخلی بین دو دوره متوالی است (آسلوس و همکاران^۲، ۲۰۰۴). ماتریس سرمایه به دلیل خاصیت انباشتگی و اثر آن بر تابع تولید امکان تجزیه و تحلیل تولید ناخالص داخلی را به محقق می‌دهد. پژوهش حاضر به دنبال برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای بین بخشی به کمک بسط روش چارم است؛ تا از این طریق به بررسی رونق و رکود اقتصادی در منطقه بپردازد. روش چارم یک روش غیرآماری منطقه‌ای‌سازی مدل داده ستانده ملی است. اما پژوهش حاضر برای اولین بار به دنبال به کارگیری این روش برای منطقه‌ای‌سازی مدل داده ستانده پویای ملی است؛ تا به کمک آن به ماتریس سرمایه منطقه‌ای دست یابد. در ادامه به بررسی اعتبار برآوردهای انجام شده پرداخته خواهد شد. بررسی‌های آماری و مبانی نظری نشان داده است که با برخی ملاحظات آماری و فروضی ساده کننده می‌توان به کمک داده‌های اعتبارات استانی و تسهیلات بانک‌ها به برآوردی از تشکیل سرمایه استانی دست یافت. اما سه

مشکل اساسی وجود خواهد داشت. اول اینکه دو نوع دارایی در حساب سرمایه تعریف شده است. اعتبارات تخصیصی، از نوع مالی^۳ هستند و طبقه‌بندی متفاوتی از موجودی سرمایه گزارش شده توسط بانک مرکزی (براساس کدهای آیسیک) دارند؛ که از نوع غیر مالی^۴ است. لذا طبقه‌بندی اعتبارات و تخصیص آنان به بخش‌های اقتصادی به دلیل تفاوت طبقه‌بندی‌های گزارش‌دهی، کمی دشوار خواهد بود. اما با برخی ملاحظات امکان پذیر است. دوم اینکه، هیچ تضمینی وجود ندارد که همه اعتبارات تخصیصی عیناً به دارایی سرمایه‌ای تبدیل شوند؛ هرچند که جاگذاری داده‌های عملکرد اعتبارات می‌تواند تا حدودی این مشکل را برطرف سازد. اما اولاً که این داده‌ها برای همه سالها در دسترس نیستند و دوم اینکه وقفه زمانی و طولانی شدن پروژه‌ها از اعتبار این دسته از داده‌ها می‌کاهند. نکته مهم دیگر این است که با جاگذاری داده‌های اعتبارات، فقط جمع ستونی دو ماتریس سرمایه بین منطقه‌ای و درون منطقه‌ای برآورد خواهد شد و امکان برآورد ماتریس متقارن بخش در بخش عملاً وجود نخواهد داشت. اما با تمامی این مشکلات همچنان بهترین داده‌های در دسترس برای اعتبارسنجی برآوردها محسوب می‌شوند. نکته مهم دیگر برآورد وقفه زمانی بهینه است. لذا اگر $\theta > 1$ باشد، به تعداد وقفه زمانی باید جدول داده ستانده پویای منطقه‌ای و ماتریس سرمایه منطقه‌ای برآورد شود. اما برآورد مقدار بهینه وقفه زمانی نیازمند اطلاعات دقیق توابع تولید بخش‌های اقتصادی منطقه است؛ که در دسترس نیست. لذا با توجه به اینکه بخش عظیمی از سرمایه‌گذاری‌ها در پروژه‌های استانی توسط دولت مرکزی انجام می‌شود و بودجه دولتی نیز یکساله تعریف شده است؛ در ابتدا وقفه زمانی برای ساده‌سازی یکسال در نظر گرفته خواهد شد. اما در ادامه اثر وقفه زمانی بر تشکیل سرمایه منطقه‌ای مورد بررسی قرار خواهد گرفت و نتایج آن گزارش خواهد شد. در نهایت با بررسی‌های انجام شده و تایید نهایی ماتریس سرمایه منطقه‌ای، به بررسی رونق و رکود اقتصادی در سال ۱۳۹۵ پرداخته می‌شود. لذا با توجه به هدف پژوهش به سؤال‌های زیر پاسخ داده می‌شود:

- ارزش خریدها و تولیدات سرمایه‌ای بخش‌های اقتصادی در استان اصفهان چقدر است؟
- ارزش تشکیل سرمایه منطقه‌ای برآورد شده به کمک بسط روش چارم قابلیت استناد دارد؟

3. Financial

4. Non-Financial

1. Chen & Dai (2022)

2. Ausloos et al.(2004)

۲-۲- مروری بر مدل داده ستانده پویا

لئونتیف^۱ (۱۹۵۳)، مدل پویای داده ستانده را با توجه به فرض ضمنی استفاده کامل از ظرفیت در همه بخش‌ها ارائه کرد. در مدل‌های داده ستانده پویا با جریان کالاهای سرمایه‌ای بین بخشی مواجه هستیم. هر درایه ماتریس T_k نشان‌دهنده کالای سرمایه‌ای خریداری شده بخش j از بخش i است:

$$T_k = \begin{bmatrix} k_{11} & \cdots & k_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ k_{n1} & \cdots & k_{nn} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

جمع درایه‌های سطر اول این ماتریس، کالای سرمایه‌ای

تولید شده توسط بخش اول را نشان می‌دهد.

$$k_{i0} = \sum_{j=1}^n k_{ij} \quad (۲)$$

جمع ستونی این ماتریس برای هر بخش نشان‌دهنده

خریدهای سرمایه‌ای بخش مورد نظر است.

$$k_{0j} = \sum_{i=1}^n k_{ij} \quad (۳)$$

ضرایب سرمایه از تقسیم درایه ماتریس سرمایه به ستانده

کل برآورد می‌شود (لئونتیف، ۱۹۷۰).

$$b_{ij} = \frac{k_{ij}}{x_j} \quad (۴)$$

b_{ij} همان ضرایب سرمایه‌ای است. پس هر درایه ماتریس

B نشان‌دهنده تبادل کالای سرمایه‌ای از بخش i به بخش j

برای تولید بخش j است. معادله اساسی طرف تقاضا در حالت

پویا به صورت رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$x_i = \sum_{j=1}^n a_{ij}x_j + I_i + F_i^* \quad (۵)$$

$$I_i = k_{i0} \quad (۶)$$

$$x_i = \sum_{j=1}^n a_{ij}x_j + \sum_{j=1}^n k_{ij} + F_i^* \quad (۷)$$

در رابطه (۵)، (۶) و (۷) دیده می‌شود که لئونتیف با

جداسازی اثر تشکیل سرمایه از درون تقاضای نهایی، به مدل

داده ستانده پویا دست یافته است. اما در بسیاری از پژوهش‌ها

این جداسازی به معنای پویایی مدل نبود. در واقع در این حالت

با یک ماتریس سرمایه که از رابطه (۶) برآورد می‌شد، مدل داده

ستانده پویا از درون مدل داده ستانده ایستا استخراج شده است.

این بدان معناست که تغییرات این ضرایب در طول زمان که به

دلیل تغییرات آنی در تکنولوژی بروز می‌کرده است، مد نظر قرار

نگرفته است. از طرفی این در حالی است که معادله اساسی

طرف تقاضا در حالت ایستا برابر است با:

$$X = AX + F \quad (۸)$$

▪ اثر وقفه زمانی در برآورد ضرایب سرمایه‌ای به چه صورت است؟

▪ آیا استان اصفهان در سال ۱۳۹۵ رونق اقتصادی را تجربه کرده است؟

۲- مبانی نظری

۲-۱- دسته بندی کلی داده ستانده

مدل‌های داده ستانده به دو دسته ایستا و پویا تقسیم می‌شوند.

در مدل داده ستانده ایستا، هیچ وقفه‌ای میان خرید محصولات

واسطه‌ای و استفاده از آن‌ها در تولید محصول وجود ندارد و

تشکیل سرمایه به عنوان متغیری برون‌زا در تقاضای نهایی

گزارش می‌شود. این در حالی است که در مدل‌های داده ستانده

پویا، با ماتریس مبادلات کالاهای سرمایه‌ای مواجه هستیم، که

بیانگر داد و ستد کالاهای سرمایه‌ای در یک سال معین است.

لذا تشکیل سرمایه به عنوان یک متغیر درون‌زا و جدا از

تقاضای نهایی مورد توجه قرار می‌گیرد (امینی و همکاران،

۱۴۰۱). اما دو دسته مدل داده ستانده پویا وجود دارند. یک

دسته مدل داده ستانده پویا با ضرایب ایستاست و دیگری مدل

داده ستانده پویا با ضرایب پویا. ضرایب پویا عاملی برای

شناخت مسیر زمانی تأثیر یک فعالیت در طول دوره بر یک

سیستم اقتصادی هستند. در واقع ضرایب ایستا قادر به تعیین

مقدار ستانده در طول دوره زمانی نیستند؛ مگر اینکه تکنولوژی

تولیدی در این دوره‌ها ثابت در نظر گرفته شود. این در صورتی

است که ضرایب پویا، برای هر دوره و در طول بازه زمانی

انتخابی قابل محاسبه است و اگر تغییرات فنی در درون بخش

بروز کند، بر مقدار ضرایب ایستا افزوده می‌شود. توجه به

ضرایب پویا در برآورد مدل داده ستانده پویا نیازمند یک دید

سیستمی است. لذا ضرایب پویا دو مزیت اصلی نسبت به

ضرایب ایستا دارند:

▪ قابلیت تفکیک ضرایب پویا در طول دوره است.

▪ تغییر ضرایب پویا نشان‌دهنده تغییرات فنی است.

در پژوهش حاضر مدل داده ستانده پویا با ضرایب ثابت مد

نظر محققین بوده است. لذا با برآورد ماتریس سرمایه ملی برای

یکسال و برابر گرفتن آن در طول دوره، مدل داده ستانده پویا

براساس مدل لئونتیف برآورد خواهد شد و بعد به

منطقه‌ای‌سازی آن به کمک بسط روش چارم پرداخته می‌شود.

استان اصفهان براساس مدل داده ستانده پویای بین منطقه‌ای " با ادغام دو ماتریس موجودی انبار و ماتریس سرمایه ثابت، ماتریس ادغام شده اولیه را برآورد کرده‌اند. این ماتریس یک نمادی از ماتریس تشکیل سرمایه اولیه در نظر گرفته شده است. در ادامه ماتریس ادغامی بر حسب سطر نرمال شد و ماتریس نرمال شده در ارزش تشکیل سرمایه بخشی داده ستانده ایستای ملی (۱۳۹۵) مرکز آمار ایران ضرب شد. با این اتفاق، توزیعی از تشکیل سرمایه ملی براساس داده‌های در دسترس ارائه شد. چند علت اصلی برای این نرمال سازی مطرح شده است. اول اینکه داده‌های تشکیل سرمایه از بانک مرکزی استخراج شده است و داده‌های موجودی انبار از طریق داده‌های موجود در مرکز آمار ایران برآورد شده است. این بدان معناست که یک تناقض در منابع جمع آوری داده‌ها وجود دارد. نکته مهم دیگر نبود داده‌های موجودی انبار همه بخش‌های اقتصادی در سطح ملی است. در این صورت ماتریس ادغامی تمام اثرات سرمایه‌ای ملی را در خود نشان نمی‌دهد؛ لذا شیوه پیشنهادی مقاله امینی و همکاران (۱۴۰۲) زمینه را برای لحاظ کردن تمام اثرات سرمایه‌ای درون ماتریس سرمایه فراهم می‌کند.

۲-۴- رویکرد چارم راهی برای برآورد تجارت همزمان

تهیه جداول داده ستانده عموماً به کمک سه روش آماری، غیرآماري و تلفیقی صورت می‌گیرد؛ که به دلیل هزینه‌های بالای روش آماری، عموم پژوهش‌ها معطوف به روش‌های غیرآماري و یا روش‌های تلفیقی شده‌اند (کرونبرگ، ۲۰۰۹). روش‌های غیرآماري به سه دسته اصلی تقسیم می‌شوند (اکبری و ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۵). دسته اول همان شاخص‌های سهم مکانی هستند و دسته دوم و سوم به ترتیب روش‌های تراز کالایی تعمیم یافته و اصلاح شده و روش‌های ترکیبی یا مختلط هستند (بانویی و همکاران، ۱۳۹۸). یکی از روش‌ها برای منطقه‌ای سازی جداول داده ستانده روش چارم است. این روش یکی از روش‌های مبتنی بر تراز کالایی است که تجارت همزمان را با فرض برابری ضرایب تکنولوژی ملی و منطقه‌ای و برابری درجه ناهمگنی ملی و منطقه‌ای برآورد می‌کند. برای استفاده از این روش در ابتدا باید بررسی شود که تجارت همزمان در منطقه وجود دارد. با بررسی سالنامه آماری استان اصفهان، ارزش واردات و صادرات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای (براساس طبقه بندی CPC,2) از گمرک استان اصفهان برای سال ۱۳۹۵ به ترتیب برابر ۵۱۸۴۷۵۶، ۱۴۲۱۹۵۸

مقدار F_{it}^* در معادله صنعت مدل داده ستانده پویا، به عنوان عامل تقاضای نهایی بدون عامل تشکیل سرمایه و موجودی انبار است. از طرفی افزایش در تولید به زیاد شدن کالای سرمایه‌ای در فرآیند تولید وابسته است. لذا خریدهای سرمایه‌ای مورد نیاز برای تحقق تولید بین دو دوره برابر $k_{ij} = b_{ij} (X_{jt+1} - X_{jt})$ خواهد بود. پس معادله اساسی بخشی در حالت پویا برای هر بخش تولیدکننده کالا برابر است با:

$$X_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} X_{jt} + \sum_{j=1}^n b_{ij} (X_{jt+1} - X_{jt}) + F_{it}^* \quad (9)$$

در مجموع برای تمامی بخش‌های مورد نظر به صورت ماتریسی داریم:

$$X_t = AX_t + BX_t - BX_{t+1} + F_t^* \quad (10)$$

$$X_t - AX_t + B(X_t - X_{t+1}) = F_t^* \quad (11)$$

$$(I - A - B)X_t + B(X_{t+1}) = F_t^* \quad (12)$$

به کمک رابطه بالا می‌توان اثر یک تغییر در سرمایه‌گذاری را به عنوان یک عنصر جدا از تقاضای نهایی بر ستانده مشاهده کرد (سوری، ۱۳۸۴: ۲۴۳). لذا ستانده دوره فعلی برابر است با:

$$X_t = (I - A + B)^{-1} BX_{t+1} + (I - A + B)^{-1} F_t^* \quad (13)$$

$$(I - A + B)^{-1} = \psi \quad (14)$$

$$X_t = \psi BX_{t+1} + \psi F_t^* \quad (15)$$

مقدار ψ همان ماتریس معکوس لئونتیف در حالت پویاست.

۲-۳- مروری بر ماتریس سرمایه ملی برآورد شده در ایران

در ایران به دلیل نبود داده‌های آماری برای برآورد ماتریس سرمایه، تعداد محدودی از پژوهش‌ها به کاربرد مدل‌های داده ستانده پویا پرداخته‌اند. نوری (۱۳۹۰) با ادغام دو ماتریس سرمایه ثابت و موجودی انبار به ماتریس سرمایه ملی دست یافت. با بررسی‌های انجام شده برای داده‌های سال ۱۳۹۵ دیده شد که، با برآورد ماتریس سرمایه به کمک روش پیشنهادی نوری (۱۳۹۰)، جمع ستونی ماتریس برآوردی با تشکیل سرمایه جدول داده ستانده ایستای ملی مطابقت ندارد. لذا نیاز است تا تعدیلاتی در مدل پیشنهادی ایشان صورت بپذیرد تا جدول برآوردی تراز باشد. برای این منظور امینی و همکاران (۱۴۰۲)، در مقاله‌ای با عنوان "ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در

میلیون ریال بوده است. این بدان معناست که استفاده از رویکرد چارم به دلیل وجود تجارت همزمان الزامی است.

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات داخلی

امینی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان "ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در استان اصفهان براساس مدل داده ستانده پویای بین منطقه‌ای" تلاش کردند تا به کمک ماتریس سرمایه منطقه‌ای تراز شده بر طبق ستون تشکیل سرمایه مدل داده ستانده، شاخص عددی بهره‌وری سرمایه و شاخص ویلیامسون سرمایه را برآورد کنند (امینی و همکاران، ۱۴۰۲: ۳۳).

امینی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان "تعیین بخش‌های اقتصادی با بیشترین پیوند پسین و پیشین در استان اصفهان با تاکید بر تعدیل ضرایب تکنولوژی ملی در روش چارم" با منطقه‌ای سازی ضرایب تکنولوژی ملی در رویکرد چارم برای اولین بار تلاش کردند تا ارزش افزوده استانی که به صورت پسماند برآورد می‌شد را به مقدار واقعی نزدیک‌تر کنند (امینی و همکاران، ۱۴۰۲: ۱).

نوری (۱۳۹۰: ۱۵)، آسیایی (۱۳۸۰: ۱۲۷) و بانویی (۱۳۷۵: ۲۱) در پژوهش‌هایی تلاش کرده‌اند، تا با برآورد ماتریس سرمایه ملی و سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای تحقق برنامه‌های توسعه بر کاربردهایی از مدل داده ستانده پویای ملی تأکید کنند. ویژگی مشترک این پژوهش‌ها این است که، در سطح ملی صورت پذیرفته‌اند.

۳-۲- مطالعات خارجی

همچنین کوهنو و هیجانو^۱ (۲۰۲۲)، هن و همکاران^۲ (۲۰۲۲)، کائو^۳ (۲۰۲۲)، ما و همکاران^۴ (۲۰۲۲)، شیوساوا و ماتوشیما^۵ (۲۰۲۲) به کاربردهایی از مدل‌های داده ستانده پویای منطقه‌ای پرداخته‌اند. اما تمرکز اصلی این پژوهش‌ها، بر رویکردهای آماری بوده است. این در حالی است که پژوهش حاضر به دلیل نبود داده‌های آماری منطقه‌ای، به دنبال بسط روش غیرآماري چارم مبتنی بر مبانی نظری برای برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای است تا از این رهگذر به بررسی رونق و رکود اقتصادی بپردازد. در مقاله‌ای با عنوان "ارزیابی مصرف خانوار- مصرف انرژی صنعتی در شهر نشینی: تجزیه و تحلیل داده

ستانده پویا" بیان می‌شود که مصرف خانوار به عنوان یک تقاضای نهایی می‌تواند بر مصرف انرژی صنعتی به صورت غیرمستقیم مؤثر باشد. مقاله برای بررسی این اثر یک مدل پویا را گسترش داده است. با توجه به نتایج به دست آمده، کل مصرف انرژی صنعتی بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۷ به شدت افزایش یافته است. بزرگترین صنایع مصرف کننده انرژی تا سال ۲۰۳۰ نیز صنایع سنگین و بخش خدمات هستند (ژونگ و همکاران، ۲۰۲۱: ۲۸۷).

در مقاله‌ای تحت عنوان "ساختار پویای منطقه‌ای و بخشی در اقتصاد چین، دیدگاه جداول داده ستانده چند منطقه‌ای" تلاش می‌شود تا ساختار منطقه‌ای و بین بخشی اقتصاد چین به کمک مدل داده ستانده پویا بررسی گردد. نتایج مقاله نشانگر این است که با توجه به تحلیل‌های پویایی‌شناسی، سطح فعالیت‌های بین بخشی استان با رشد سریع اقتصاد ملی به صورت هماهنگ رشد کرده است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱: ۱).

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به دنبال برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای به کمک منطقه‌ای سازی ماتریس سرمایه ملی با بسط یک روش غیرآماري منطقه‌ای سازی مدل داده ستانده است. در نهایت به کمک ماتریس برآورد شده، رونق و رکود اقتصادی در منطقه در یک سال مشخص مورد بررسی قرار خواهد گرفت. پژوهش حاضر با توجه به شیوه گردآوری اطلاعات، یک پژوهش کاربردی است. همچنین این پژوهش در دسته پژوهش‌های داده ستانده پویا با ضرایب ایستا قرار دارد. بخش‌های منتخب براساس گزارش موجودی سرمایه کشور سال ۱۳۹۹ شامل ده بخش کشاورزی، نفت و گاز، معدن، صنعت، آب و برق و گاز، ساختمان، حمل و نقل، ارتباطات، مستغلات و سایر خدمات است. این بخش‌ها در طول گزارش به ترتیب از بخش ۱ تا ۱۰ شماره‌گذاری شده‌اند. برای برآورد مدل داده ستانده پویا باید مراحل زیر طی شود:

1. Kohno & Higan (2022)

2. Han et al. (2022)

3. Cao (2022)

4. Ma et al. (2022)

5. Shibusawa & Matsushima (2022)

6. Zhong et al. (2021)

7. Wang et al. (2021)

جدول ۱. برآورد مدل داده ستانده پویا با ضرایب ثابت

گام	شرح
۱	ادغام جدول داده ستانده ایستا مرکز آمار ایران (۱۳۹۵) به ده بخش اقتصادی به قیمت جاری
۲	جمع آوری داده‌های موجودی انبار بخش صنعت براساس اطلاعات آماری کارگاه‌های صنعتی ده کارکن بیشتر و موجودی انبار بخش کشاورزی (داده‌های موجودی انبار سایر بخش‌های اقتصادی در دسترس نیست)
۳	نرمال کردن ستون ضرایب تکنولوژی ملی بخش کشاورزی و صنعت و ضرب آن در موجودی انبار بخش کشاورزی و صنعت (علت این شیوه نرمال سازی این است که براساس مدل نورستر (۱۹۶۱) موجودی انبار کالاها تولیدی بخش‌های اقتصادی براساس مصرف کالای واسطه‌ای بخش تغییر می‌کنند).
۴	استخراج ماتریس موجودی سرمایه با دو بخش عرضه کننده و ده بخش تقاضا کننده از اطلاعات بانک مرکزی
۵	ادغام دو ماتریس موجودی سرمایه و ماتریس موجودی انبار
۶	نرمال کردن ماتریس ادغامی گام (۵) بر حسب سطر
۷	برآورد ماتریس سرمایه به کمک ضرب هر سطر ماتریس نرمال شده گام (۶) در ارزش تشکیل سرمایه بخشی در داده ستانده ایستای ملی سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران
۸	کم کردن تشکیل سرمایه از تقاضای نهایی و برآورد تقاضای نهایی خالص شده

مأخذ: نوری، ۱۳۹۰ و یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱.

بخشی را در برآورد ماتریس ضرایب فنی منطقه‌ای دخیل کرد.^۱ بدین صورت ماتریس ضرایب فنی برای هر منطقه شخصی سازی خواهد شد. لذا برای برآورد تقاضای واسطه‌ای درون منطقه‌ای براساس روش چارم تعدیل شده خواهیم داشت:

$$\text{if } x_i^L > 0, \quad (16)$$

$$\begin{bmatrix} Z_{1j}^{LL} & \dots & Z_{1,10}^{LL} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{10,j}^{LL} & \dots & Z_{10,10}^{LL} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1j}^N & \dots & a_{1,10}^N \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{10,j}^N & \dots & a_{10,10}^N \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} lqa_1^L & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & lqa_{10}^L \end{bmatrix}$$

ماتریس فضایی تکنولوژی منطقه L

$$\begin{bmatrix} X_1^L & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & X_{10}^L \end{bmatrix}$$

$$lqa_i^L = \frac{\frac{x_{it}^L}{(\sum_{i=1}^{10} x_{it}^L)}}{\frac{x_{it}^L}{(\sum_{i=1}^{10} \frac{\sum_{i=1}^{10} x_{it}^L}{x_{it}^N})}} \quad (17)$$

رابطه (۱۶) برای منطقه‌ای سازی ماتریس ضرایب فنی ملی

علت استفاده از جدول داده ستانده ایستای مرکز آمار ایران این است که باید جمع ستونی ستانده مناطق با ستون ستانده ملی برابر باشد و چون داده‌های منطقه‌ای توسط مرکز آمار ایران تهیه شده است؛ از این جدول برای برآوردها استفاده شده است. علت اهمیت تطابق ستانده‌ها نیز استفاده از رویکرد چارم است. همان طور که در قسمت‌های قبل ذکر شد، استفاده از روش چارم با توجه به داده‌های سالنامه استان اصفهان و وجود تجارت همزمان ضروری است. از طرفی ایده نرمال سازی ماتریس ادغامی بر حسب سطر، این امکان را فراهم می‌کند که بدون نیاز به برآورد پسماند، تمامی اثر تشکیل سرمایه درون ماتریس سرمایه دیده شود. در ادامه به منطقه‌ای سازی ماتریس سرمایه ملی پرداخته می‌شود. برای این منظور از روش چارم استفاده خواهد شد. اما تعدیلاتی در این روش برای واقعی تر شدن ارزش افزوده برآوردی انجام خواهد گرفت. در برآورد ماتریس تبادلات واسطه‌ای درون منطقه‌ای، در رویکرد چارم استاندارد از فرض اقتصاد فضا استفاده می‌شود و ضرایب تکنولوژی ملی و منطقه‌ای با هم برابر قرار می‌گیرند. با وجود این فرض، خریدهای واسطه‌ای بخش به شدت بزرگ می‌شود. در این صورت ارزش افزوده که به صورت پسماند برآورد می‌شود، به شدت کوچک شده و حتی در بسیاری از بخش‌ها منفی برآورد خواهد شد. از طرفی تفاوت‌های منطقه‌ای با وجود این فرض عملاً در نظر گرفته نمی‌شوند. از این رو منطقه‌ای سازی ضرایب تکنولوژی ملی دارای اهمیت است. با این توضیحات نیاز است تا به کمک سهم‌های مکانی اهمیت

۱. این بخش از مدل برداشتی از مقاله امینی و همکاران (۱۴۰۲) با عنوان "تعمین بخش‌های اقتصادی با بیشترین پیوند پسین و پیشین در استان اصفهان با تأکید بر تعدیل ضرایب تکنولوژی ملی در روش CHARM" است که در مجله اقتصاد و الگوسازی منتشر شده است.

سرمایه درون منطقه‌ای $[\beta\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L)]$ ، ماتریس سرمایه بین منطقه‌ای به صورت رابطه $[I_t^N - \beta] \cdot \gamma(X_{t+1}^L - X_t^L)$ برآورد خواهد شد. اگر مقدار $[I_t^N - \beta]$ برابر β' باشد؛ در این صورت ماتریس سرمایه بین منطقه‌ای به صورت رابطه $\beta'(X_{t+1}^L - X_t^L)$ ساده‌سازی خواهد شد. تمام روابط بالا شرح داده شده در صورتی صادق است که دو شرط $X_{t+1}^L > X_t^L$ و $X_{t+1}^N > X_t^N$ برقرار باشد. اما اگر فرض کنیم ستانده ملى بین دوره در حال کاهش باشد، مقدار γ منفی خواهد شد، لذا فرض می‌شود در این حالت $\gamma = 0$ است و مقادیر I_t^{LL} و I_t^{LM} در دوره جاری صفر خواهند بود. لازم به ذکر است که تمام مقادیر بر حسب ارزش جاری در نظر گرفته خواهد شد. برای یک منطقه به صورت ماتریسی خواهیم داشت:

$$X_t^L = A^{LL}X_t^L + A^{LM}X_t^M + \underbrace{\beta\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L)}_{I_t^{LL}} + \underbrace{\beta'(X_{t+1}^L - X_t^L)}_{I_t^{LM}} + \hat{F}_t^L \quad (۱۹)$$

همچنین مقدار \hat{F}_t^L نشان‌دهنده تقاضای نهایی منطقه بدون عامل تشکیل سرمایه خواهد بود. براساس رابطه (۱۹) و جابه جا کردن معادله خواهیم داشت:

$$X_t^L = (I - A^{LL} + \beta\gamma + \beta')^{-1} A^{LM} X_t^M + (I - A^{LL} + \beta\gamma + \beta')^{-1} (\beta\gamma X_{t+1}^L + (I - A^{LL} + \beta\gamma + \beta')^{-1} \hat{F}_t^L) \quad (۲۰)$$

مقدار $(I - A^{LL} + \beta\gamma + \beta')^{-1}$ نشان‌دهنده معکوس ماتریس لئونتیف برای منطقه است. همچنین مقدار $(I - A^{LL} + \beta\gamma + \beta')^{-1} (\beta\gamma X_{t+1}^L + \hat{F}_t^L)$ که ضریب X_{t+1}^L است؛ نشان‌دهنده ضریب رشد ستانده منطقه است. با برآورد مقادیر ویژه این ماتریس و معکوس بزرگترین مقدار ویژه (ρ) خواهیم داشت:

$$\text{رونق} \quad \text{if } \rho > 1 \quad (۲۱)$$

$$\text{رکود} \quad \text{if } 0 < \rho < 1 \quad (۲۲)$$

$$\text{عدم ثبات اقتصادی} \quad \text{if } \rho < 0 \quad (۲۳)$$

در گام بعدی به بررسی وقفه زمانی در برآورد ماتریس سرمایه منطقه با استفاده از رابطه (۱۸) پرداخته خواهد شد. براساس اطلاعات آماری موجود فقط برای (۳) وقفه می‌توان، ضریب تشکیل سرمایه منطقه‌ای (رابطه ۱۸) را برآورد کرد. در

مورد استفاده قرار می‌گیرد. از طرفی فرض می‌شود تفاوت ستانده دو دوره در منطقه به همین مقدار در سطح ملى نمادی از تشکیل سرمایه در منطقه ثابت بودن سایر عوامل تولید برای کل اقتصاد منطقه است^۱. لذا با فروض بالا مقدار تشکیل سرمایه منطقه (L) برابر است با:

$$I_{ij,t}^L = \left(\frac{X_{it+1}^L - X_{it}^L / \sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^L - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^L}{X_{it+1}^N - X_{it}^N / \sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^N - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^N} \right) \cdot I_{ij,t}^N \quad (۱۸)$$

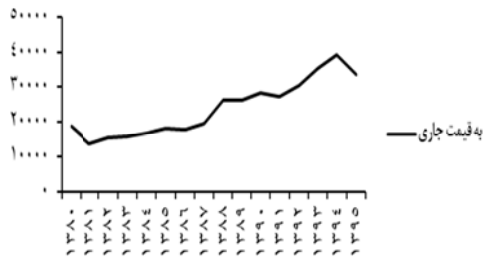
اگر مقدار $\frac{\sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^N - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^N}{(\sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^L - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^L)(X_{it+1}^N - X_{it}^N)}$ برابر γ_i باشد؛ در این صورت رابطه (۱۸) برابر خواهد شد با $[I_t^N \gamma (X_{t+1}^L - X_t^L)]$. این مقدار همان ماتریس سرمایه در منطقه است. واقعیت این است که ماتریس سرمایه کل منطقه از دو ماتریس سرمایه درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای تشکیل شده است. برای جدا کردن دو ماتریس از سهم تملک دارایی‌های سرمایه‌ای برای سال ۱۳۹۵ برای همه بخش‌های اقتصادی استفاده می‌شود. اطلاعات آماری این بخش از مرکز آمار ایران استخراج شده است. لذا مقدار سهم

$$\text{برای هر بخش اقتصادی برآورد} \quad \frac{\frac{(K_{i,t+1}^L - K_{i,t}^L)}{(\sum_{i=1}^{10} K_{i,t+1}^L - \sum_{i=1}^{10} K_{i,t}^L)}}{(K_{i,t+1}^N - K_{i,t}^N)} \cdot \frac{(\sum_{i=1}^{10} K_{i,t+1}^N - \sum_{i=1}^{10} K_{i,t}^N)}$$

می‌شود و در ماتریس سرمایه کل منطقه ضرب خواهد شد و بعد بر ستانده ملى تقسیم می‌شود و لذا رابطه $B^N \cdot I_{ij,t}^L \cdot \gamma (X_{t+1}^L - X_t^L)$ برآورد می‌شود که نشان‌دهنده همان ماتریس سرمایه درون منطقه استان اصفهان خواهد بود. مقدار $K_{i,t+1}^L, K_{i,t}^L$ نشان‌دهنده تملک دارایی سرمایه‌ای استان اصفهان برای دو دوره $t+1$ و t است. همچنین مقادیر $\sum_{i=1}^{10} K_{i,t+1}^L, \sum_{i=1}^{10} K_{i,t}^L$ نیز نشان‌دهنده جمع ستونی تملک دارایی سرمایه‌ای استان اصفهان است. عناصر در مخرج نیز همین مقادیر را در سطح ملى نشان می‌دهند. اگر مقدار $B^N \cdot I_{ij,t}^L$ برابر β باشد؛ پس ماتریس سرمایه درون منطقه‌ای برابر خواهد شد با $\beta\gamma (X_{t+1}^L - X_t^L)$ در ادامه با کسر کردن ماتریس سرمایه کل منطقه $([I_t^N \gamma (X_{t+1}^L - X_t^L)])$ از ماتریس

۱. در ابتدا وقفه زمانی یکسال در نظر گرفته می‌شود و بعد وقفه زمانی افزایش می‌یابد تا اثر آن بر تشکیل سرمایه برآوردی مورد بررسی قرار بگیرد.

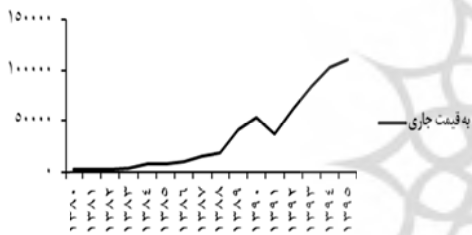
عمرانی و بانکی را به عنوان یک متغیر جایگزین برای تشکیل سرمایه بخشی در استان معرفی می‌کند. با بررسی داده‌های آماری در سالنامه استان اصفهان، اعتبارات بانکی و عمرانی بخش کشاورزی، ساختمان برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ در دسترس بودند و در نهایت به عنوان یک متغیر جایگزین برای بررسی اعتبار برآوردهای روش چارم مورد استفاده قرار گرفت.



نمودار ۳. تشکیل سرمایه بخش کشاورزی به قیمت جاری (میلیارد

ریال)

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲



نمودار ۴. تشکیل سرمایه ناخالص بخش ساختمان به قیمت

جاری (میلیارد ریال)

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲

به کمک داده‌های جمع آوری شده که در نمودارهای (۱) تا (۴) نمایش داده شدند، پس از برآورد تشکیل سرمایه برای سال ۱۳۹۵ به کمک مدل بسط داده شده چارم در این پژوهش به مقایسه بین برآوردهای انجام شده با داده‌های واقعی این سال پرداخته خواهد شد؛ تا اعتبار برآوردها مورد بررسی قرار گیرد.

۵- یافته‌های پژوهش

براساس گام‌های ارائه شده در جدول (۱) ماتریس سرمایه مملی برابر است با:

بسط مدل فرض می‌شود که وقفه مواد صفر است. اما برای ورود وقفه ۲، رابطه (۱۸) به صورت

$$\frac{X_{1397}^L - X_{1395}^L}{\sum_{i=1}^{10} X_{1397}^L - \sum_{i=1}^{10} X_{1395}^L}$$

بازنویسی می‌شود.

$$\frac{X_{1397}^N - X_{1395}^N}{\sum_{i=1}^{10} X_{1397}^N - \sum_{i=1}^{10} X_{1395}^N}$$

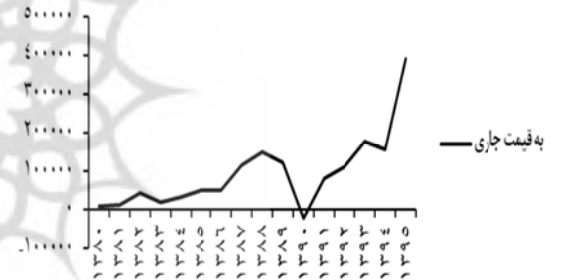
برای وقفه ۳ نیز به صورت

$$\frac{X_{1398}^L - X_{1395}^L}{\sum_{i=1}^{10} X_{1398}^L - \sum_{i=1}^{10} X_{1395}^L}$$

برآورد می‌شود. از

$$\frac{X_{1398}^N - X_{1395}^N}{\sum_{i=1}^{10} X_{1398}^N - \sum_{i=1}^{10} X_{1395}^N}$$

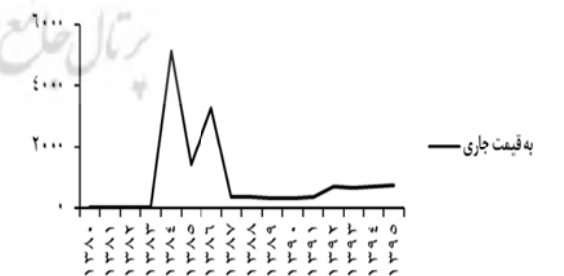
طرفی استناد به نتایج بسط روش چارم نیازمند صحت سنجی نتایج است. با بررسی داده‌های منطقه‌ای و ملی، فقط داده‌های تشکیل سرمایه ناخالص بخش صنعت و معدن در دسترس بوده است. براساس داده‌های سالنامه آماری استان اصفهان تشکیل سرمایه بخش صنعت و معدن به قیمت جاری برای سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ به صورت نمودار (۱) و (۲) بوده است.



نمودار ۱. تشکیل سرمایه بخش صنعت به قیمت جاری

(میلیارد ریال)

مأخذ: سالنامه استان اصفهان، ۱۳۹۵



نمودار ۲. تشکیل سرمایه ناخالص بخش معدن به قیمت جاری

(میلیارد ریال)

مأخذ: سالنامه استان اصفهان، ۱۳۹۵

از طرفی مزینی (۱۳۹۸) در مقاله خود متغیر اعتبارات

جدول ۲. ماتریس سرمایه ملی (میلیارد ریال)

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۵۸۲۴	.	.	۲۵۶۹۶۰
۲	۵	۱۵۳۶	.	۵۸۵۵
۳	۴۸	.	.	۱۰۱۶۸
۴	۹۴۶۸	۵۸۷۳۲	۵۶۸۲۶	۶۷۲۰۴۱	۹۳۵۲۹	۵۳۲۵۹	۴۴۴۲۳۱	۷۷۷۶۵	.	۰۴۲۰۷۱۳
۵	۱۳۴۸	.	.	۴۴۰۴۶
۶	۶۳۲۹	۵۶۷۸۵	۲۴۳۷	۱۹۲۲۴	۹۵۷۱۱	.	۹۱۳۰۶	۸۹۶۵	۸۶۱۰۴۰	۴۷۹۵۱۵
۷	۶۵۶۱	.	.	۵۲۴۷۲
۸	۵۲۲	.	.	۶۴۵۸
۹	۱۱۷۲	.	.	۱۶۴۸
۱۰	۲۷۶۷	.	.	۲۳۲۶۶۱
	۳									

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱

براساس جدول (۲) و رابطه (۱۸) ماتریس سرمایه کل یکسال در نظر گرفته شده است. استان اصفهان برآورد می‌شود. وقفه زمانی در جدول (۳)

جدول ۳. ماتریس سرمایه کل استان اصفهان (میلیارد ریال)

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۹۸۲۲	.	.	۴۳۳۳۲
۲
۳	۰/۹۸۲	.	.	۲۰۶
۴	۲۵۱۸۵	۱۵۱۱۵	۱۷۸۷	۲۴۸۷۸	۲۴۱۶۶	۱۱۸۱۶۳	۱۱۸۱۶۳	۲۰۶۸۵	.	۱۱۱۹۰۷
۵	۷۴	.	.	۲۴۳۲
۶	۱۴۵۵۲	۵۶۰	۴۴۲۰	۲۲۰۰۶	۲۰۹۹۳	۲۰۶۱	۲۰۶۱	۱۹۷۹۷۲	۱۱۰۲۵۱	.
۷	۶۰۹	.	.	۴۸۷۲
۸	۱۵	.	.	۱۹۲
۹
۱۰	۳۷۹۲	.	.	۳۱۸۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱

اما براساس داده‌های در دسترس با حداکثر سه وقفه زمانی می‌توان این ماتریس سرمایه را برآورد کرد. براساس برآوردهای انجام شده، ارزش تشکیل سرمایه منطقه برابر است با:

جدول ۴. اثر وقفه زمانی بر ارزش تشکیل سرمایه بخش‌های اقتصادی استان (میلیارد ریال)

وقفه	۱۳۹۵-۱۳۹۶	۱۳۹۵-۱۳۹۷	۱۳۹۵-۱۳۹۸
بخش	وقفه یکسال	وقفه دو سال	وقفه سه سال
۱	۵۳۱۵۴	۲۵۶۳۹	۳۹۹۱۲
۲	.	.	.
۳	۲۰۷	۳۶۷	۲۴۴
۴	۵۰۸۸۶۰	۴۹۹۳۷۲	۴۷۸۴۵۶
۵	۲۵۰۶	۱۴۱۱	۱۴۳۰
۶	۳۷۲۸۱۷	۲۰۴۷۱۸	۱۸۵۸۶۸
۷	۵۴۸۲	۸۲۳۹	۹۴۰۵
۸	۲۰۸	۲۰۷	۲۰۰
۹	.	۱۹۶۶	۱۹۲۶
۱۰	۳۵۶۷	۳۹۵۳۰	۴۰۶۳۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۱

ریال برآورد شده است. لذا با مقایسه ارزش‌های واقعی و برآوردی، وقفه (۳) برای بخش ساختمان وقفه بهتری بوده است. در مجموع، برای تمام بخش‌های اقتصادی احتمالاً وقفه زمانی چیزی بین بزرگترین و کوچک‌ترین وقفه اطلاعاتی است و برای بخش‌های ساختمان و صنعت حتماً این وقفه بسیار بیشتر از ۳ سال است و شاید اگر احتمال برآورد وقفه بهینه در مدل وجود داشت، برآوردهای بخش‌هایی همچون صنعت که ذاتاً دارای وقفه بیشتری هستند به واقعیت نزدیک‌تر می‌شد.

۶- نتیجه‌گیری

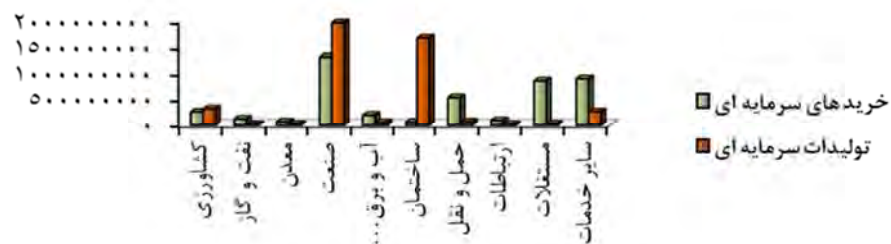
تحلیل سرمایه بخش‌های مختلف اقتصادی زمینه را برای تحلیل‌های بلندمدت فراهم می‌کند. متأسفانه عدم وجود داده آماری در سطح منطقه، باعث شده است تا برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای غیر ممکن شود. لذا نوآوری پژوهش حاضر در این است که به دنبال بسط روش غیرآماري چارم برای منطقه‌ای‌سازی ماتریس سرمایه ملی است؛ تا از رهگذر این فرآیند، به بررسی رونق و رکود اقتصادی منطقه پردازد. در ادامه تلاش می‌شود تا اثر وقفه زمانی بر ارزش تشکیل سرمایه منطقه‌ای دیده شود و در انتها به صحت سنجی برآوردها پرداخته خواهد شد. با توجه به بخش یافته‌های پژوهش به سؤالات پژوهش پاسخ داده شده است.

▪ ارزش خریده‌ها و تولیدات سرمایه‌ای بخش‌های اقتصادی در استان اصفهان چقدر است؟

براساس اطلاعات جدول (۲) و به کمک رابطه (۱۸) جدول (۳) برآورد شد. در ادامه به کمک اطلاعات جدول (۳)، بیشترین تولیدات سرمایه‌ای مربوط به بخش‌های صنعت، ساختمان و

پس از برآورد تشکیل سرمایه استانی از رابطه (۱۸) نیاز است تا اعتبار برآوردها مورد سنجش قرار بگیرد. برای اعتبار سنجی مدل براساس جدول (۴)، ارزش تشکیل سرمایه برای دو بخش صنعت و معدن برای سال (۱۳۹۵) به ترتیب برابر ۳۹۱۶۶۰ و ۷۵۳ میلیارد ریال است. این در حالی است که ارزش تشکیل سرمایه برآوردی بخش صنعت در روش چارم بسط داده شده در مقاله حاضر در وقفه‌های (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب ۵۰۸۸۶۰، ۴۹۹۳۷۲ و ۴۷۸۴۵۶ میلیارد ریال بوده است. همچنین همین مقادیر برای بخش معدن حدود ۲۰۷، ۳۶۷ و ۲۴۴ میلیارد ریال برآورد شده است. این بدان معناست که برای بخش صنعت با بیشتر شدن وقفه زمانی، ارزش تشکیل سرمایه برآورد شده در روش چارم توسعه یافته، به ارزش تشکیل سرمایه واقعی گزارش شده در سالنامه استان اصفهان نزدیک‌تر خواهد شد. اما برای بخش معدن، در وقفه (۲) ارزش تشکیل سرمایه رویکرد چارم به مقدار واقعی آن نزدیک‌تر بوده است. همچنین برای ارزش تشکیل سرمایه بخش‌های کشاورزی و ساختمان از اطلاعات آماری اعتبارات بانکی و اعتبارات عمرانی استفاده شده است. براساس اطلاعات آماری، ارزش تشکیل سرمایه واقعی بخش کشاورزی و ساختمان برای سال ۱۳۹۵ به ترتیب حدود ۳۳۸۸۷ و ۱۱۱۱۰۳ میلیارد ریال بوده است. برآوردها نشان می‌دهد که ارزش تشکیل سرمایه در رویکرد چارم برای بخش کشاورزی در وقفه (۱) و (۲) و (۳) به ترتیب حدود ۵۳۱۵۴، ۲۵۶۳۹ و ۳۹۹۱۲ بوده است. لذا وقفه (۲) برای بخش کشاورزی به ارزش تشکیل سرمایه واقعی نزدیک‌تر بوده است. برای بخش ساختمان نیز برای وقفه‌های (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب ارزش‌های ۳۷۲۸۱۷، ۲۰۴۷۱۸ و ۱۸۵۸۶۸ میلیارد

کشاورزی است. همچنین بیشترین خریدهای سرمایه‌ای مربوط به بخش‌های صنعت، خدمات و مستغلات است.



نمودار ۵. کل خریدها و تولیدات سرمایه‌ای بین بخشی درون منطقه‌ای استان اصفهان

مأخذ: سالنامه آماری استان اصفهان، ۱۳۹۵

سرمایه بیشتری را اختصاص می‌دهد و برای بخش‌های کوچک مقیاس ظاهراً مقادیر به ارزش واقعی خود نزدیک‌ترند. برای این منظور باید بتوان برای بخش‌های بزرگ مقیاس وقفه بهینه را وارد کرد. این موضوع نیازمند اطلاعات آماری در حوزه تشکیل سرمایه بخش‌های تولیدی است؛ که متأسفانه این اطلاعات آماری در دسترس نیستند.

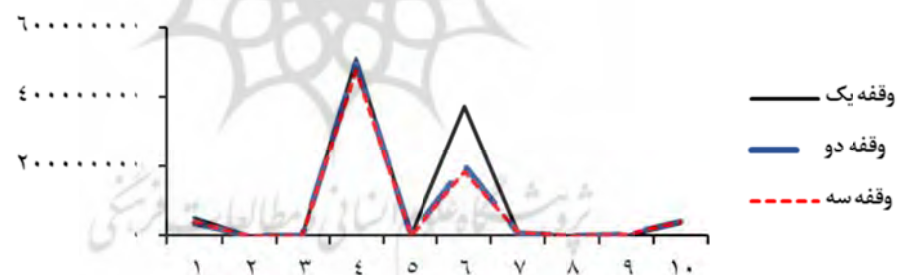
■ اثر وقفه زمانی در برآورد ضرایب سرمایه‌ای به چه صورت است؟

براساس اطلاعات جدول (۴)، اثر وقفه زمانی بر ضریب تشکیل سرمایه منطقه‌ای به صورت نمودار (۶) است:

همچنین بیشترین خرید و تولید سرمایه‌ای درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای مربوط به بخش صنعت است.

■ آیا ارزش تشکیل سرمایه منطقه‌ای برآورد شده به کمک بسط روش چارم قابلیت استناد دارد؟

بله، براساس داده‌های واقعی از میان ۴ بخش اقتصادی که داده‌های آماری آنان در دسترس بود، ارزش تشکیل سرمایه برآوردی از روش چارم برای بخش‌های کشاورزی، ساختمان و معدن بسیار به مقادیر واقعی آنان نزدیک بوده است. اما برای بخش صنعت که ذاتاً دارای وقفه بالاتری است این فاصله بسیار زیاد است. در واقع علت اصلی این اتفاق، اثر سهم مکانی است که برای بخش‌های بزرگ مقیاس، تشکیل



نمودار ۶. مقایسه تشکیل سرمایه منطقه‌ای در حالت وقفه یک و دو و سه

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۲

برابر ۰/۴۱۹ است که معکوس آن (ρ) برابر ۲/۳۸۷ است. این بدان معناست که در سال ۱۳۹۵ در استان اصفهان شاهد رونق اقتصادی بوده‌ایم.

به صورت خلاصه براساس نتایج برآورد شده، بیشترین خریدها و تولیدات بخشی مربوط به بخش صنعت استان اصفهان است. یکی از دلایل مهم برای بروز این نتیجه، سهم ستانده صنعت به کل ستانده استان اصفهان است. از طرفی بررسی آمار اقتصادی منطقه نشان می‌دهد که مزیت نسبی این بخش نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی بالاست. لذا بهبود

همین طور که در نمودار (۶) نیز دیده می‌شود، با تغییر وقفه زمانی، ارزش تشکیل سرمایه اکثر بخش‌ها کاهش خواهد بود ولی برای بخش صنعت این اتفاق به کندی رخ می‌دهد و دلیل آن این است که این بخش ذاتاً دارای وقفه اطلاعاتی بیشتر از (۳) است.

آیا استان اصفهان در سال ۱۳۹۵ رونق اقتصادی را تجربه کرده است؟

نتایج خروجی نرم‌افزار متلب نشان می‌دهد که بزرگترین مقدار ویژه ماتریس $(I - A^{LL} + \beta\gamma + \beta')$

۷- پیشنهادها

یکی از نکات مهم در برآورد تشکیل سرمایه منطقه‌ای برآورد وقفه بهینه است. تعیین وقفه بهینه نیازمند اطلاعات آماری کافی تابع تولید هر بخش اقتصادی است؛ که چنین اطلاعاتی در سطح منطقه در دسترس نیست. لذا پیشنهاد می‌شود تا به کمک جمع آوری اطلاعات صورت‌های مالی هر بخش یا عمده فعالیت‌های موجود در هر بخش اقتصادی در منطقه، مقدار وقفه بهینه برآورد شود. در این صورت جواب‌های منطقی تری برای بخش‌هایی همچون صنعت برآورد خواهد شد.

از طرفی ضرایب برآورد شده در مدل داده ستانده پژوهش حاضر از نوع ثابت اند. این در حالی است که ضرایب سرمایه‌ای در طول دوره‌ها مداوم تغییر می‌کنند و این نشان‌دهنده تغییر تکنولوژی تولید هر بخش در طول دوره است. برای این منظور نیاز است تا با داشتن یک دید سیستمی اثر این تغییر در ضرایب سرمایه‌ای بر ستانده منطقه‌ای مورد بررسی قرار بگیرد و از این‌رو کارکرد واقعی مدل‌های داده ستانده پویا نمایان شود.

فناوری تولیدی در این بخش، منجر به افزایش ستانده منطقه خواهد شد و در نهایت باعث رونق اقتصادی منطقه می‌شود. همچنین با توجه به داده‌های ستانده منطقه‌ای در دسترس دیده شد که هرچه وقفه زمانی در برآورد رابطه (۱۸) بیشتر شود، تشکیل سرمایه منطقه به مقدار تشکیل سرمایه برآوردی نزدیک‌تر خواهد بود. همچنین نتایج بسط روش چارم براساس داده‌های واقعی دارای اعتبار هستند. در انتها بررسی‌ها نشان می‌دهد که برای سال ۱۳۹۵ شاهد رونق اقتصادی در استان اصفهان بوده‌ایم. یکی از دلایل بروز این رشد اقتصادی در منطقه بروز رشد اقتصادی کشور در همین سال بوده است. براساس برآورد مقادیر ویژه ماتریس $(I - A + B)^{-1} B$ برای سطح ملی که نشان‌دهنده رشد اقتصادی ستانده ملی است؛ در سطح کلان نیز در همین سال شاهد رونق اقتصادی بوده‌ایم^۱. لذا اثرات سرریزی سطح ملی یکی از دلایل رونق اقتصادی در این سال برای استان اصفهان بوده است.

منابع

- Akbari, N. & AbuTalebi, M. (2019). "Regional Data Analysis". Program and Budget Organization of the Country. (In persian).
- Amini, M., Akbari, N., Moayedfar, R. & Bazazan, F. (2023). "Measuring the Capacity of Sectoral Capital Formation in Isfahan Province Based on Inter-Regional Dynamic Input-Output Model". *Scientific Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Tarbiat Modares University, 23(4), 1-23. (In persian).
- Amini, M., Akbari, N., Moayedfar, R., Bazzazan, F. (2023). "Determining the Economic Sectors with the Most Backward and Forward Linkages in Isfahan Province with an Emphasis on the Adjustment of National Technology Coefficients in the CHARM Method". *Journal of Economic and Modeling*, 13(4), 1-30. (In persian).
- Asiayi, M. (2010). "Calculation of the Matrix of Inter-Sector Capital Coefficients in Iran's Economy for the Years 2000". *Iranian Economic Research Quarterly*, 9. (In persian).
- Ausloos, M., Miskiewicz, J. & Sanglier, M. (2004). "Duration of Recession and Prosperity: Does their Distribution Follow a Power or an Exponential Law".
- Banoui, A. (1996). "The Application of Dynamic Input-Output Model in Economic Planning of Iran". *Scientific Journal of Planning and Budgeting*. 1(4), 21-37. (In persian).
- Banoui, A., Mohajeri, P., Sadeghi, N. & Sherkat, A. (2016). "A New Combined FLQ-RAS Method for Calculating the Regional Input-Output Table: Case Study: Gilan Province". *Iranian Economic Research Quarterly*, 22(17), 81-114.
- Cao, R. (2022). "Regional Tourism Economic Impact Evaluation Based on Dynamic Input-Output Model". *Analysis of Financial Problems Based on Mathematical Models*.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2019). Capital Balance Report of

- the Country. (In persian).
- Chen, Y. & Dai, W. (2022). "Tracking Control of the Dynamic Input-Output Economic System Based on Data Fusion". *Security and Communication Networks*
- Han, Y., Lou, X., Feng, M., Geng, Z., Chen, L. & Ping, W. (2022). "Energy Consumption Analysis and Saving of Buildings Based on Static and Dynamic Input-Output Models". *Energy*.
- Kohno, H. & Higano, Y. (2022). Optimal Planning of Asian Expressway Network with Dynamic Interregional Input-Output Programming Model. Public Investment Criteria.
- Kronberg, T. (2009). How Can Regionalization Methods Deal With Cross Hauling?. *International Input-Output Conference*.
- Leontief, W. (1953). "Dynamic Analysis. Theoretical and Empirical Explorations in Input-Output Analysis". Oxford University Press.
- Leontief, W. (1970). "The Dynamic Inverse. Input Output Economics". Oxford University Press.
- Liew, C. K. (n.d.). Dynamic Multipliers for a Regional Input-Output.
- Ma, N., Yin, G., Li, H., Sun, W., Wang, Ze., Liu, G. & Xie, D. (2022). "The Optimal Industrial Carbon Tax for China Under Carbon Intensity Constraints: a Dynamic Input-Output Optimization Model". *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 53191-53211.
- Mozayani, A. (2018). "Estimation of Capital Stock at the Provincial Level in Iran's Economy". *Financial and Economic Policy Quarterly*, 7(26), 7-29. (In persian).
- Nouri, F. (2018). "Evaluation of Sector Investment in the Third Program of Economic, Social and Cultural Development". Al-Zahra University (S). *Faculty of Social Sciencs and Economics*. (In persian).
- Ostadzad, A. & Behpour, S. (2014). "A New Approach in Calculating the Time Series of Capital in Iran: the Recursive Algorithm Method Using the Genetic Algorithm (1999-1389)". *Economic Research and Modeling Quarterly*, 18, 142-177. (In persian).
- Shibusawa, H. & Matsushima, D. (2022). "Assessing the Economic Impact of Tsunami and Nuclear Power Plant Disasters in Shizuoka, Japan: a Dynamic Inter-Regional Input-Output (IRIO) Approach". *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 6.
- Sori, A. (2004). "Input-output Analysis (Inter Industry Analysis)". Nor Elm. Tehran. (In persian).
- Statistical Yearbook of Isfahan Province. (2015). (In persian).
- Taghavi, A. & Pahlavani, M. (2017). "Savings, Investment and Economic Growth in Iran: the Results of the ARDL Method, a Collective Approach in Terms of Structural Failure". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, 7(25), 201-225.
- Wang, T., Xiao, S., Yan, J. & Zhang, P. (2021). "Regional and Sectorial Structures and Their Dynamics of Chinese Economy: A Network Perspective from Multi-Regional Input-Output Tables", 78, 287-294.
- Zhong, W., Song, J., Yang, W., Fang, K. & Liu, X. (2021). "Evolving Household Consumption-Driven Industrial Energy Consumption Under Urbanization: A Dynamic Input-Output Analysis". *Journal of Cleaner Production*, 289, 1-13.