

## تحلیل ساختار فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران

نادر مهرگان<sup>1</sup>

استاد اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی،  
دانشگاه بوعلی سینا - همدان

یونس تیموری<sup>2</sup>

دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم  
اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا - همدان

تاریخ دریافت: 1396/3/16 تاریخ پذیرش: 1396/8/6

### چکیده

این مطالعه به تحلیل ساختار فضایی صنعت در اقتصاد ایران و در بین استان‌های مختلف می‌پردازد؛ اینکه ساختار فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران چگونه است و چه عواملی موجب شکل‌گیری چنین ساختاری در صنعت ایران شده است. به منظور پاسخ به این سؤالات، ابتدا از شاخص تمرکز الیسن و گلیسر برای ارزیابی ساختار فضایی صنعت در بین استان‌های ایران در دوره 92-1376 استفاده شده و سپس روش تحلیل اقتصادسنجی فضایی و مدل داده‌های تابلویی برای تحلیل اثرات عوامل مؤثر در شکل‌گیری ساختار فوق مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تحلیل نشان می‌دهد ساختار فضایی صنعت در اقتصاد ایران، به طور قابل توجهی نابرابر است؛ به طوری که براساس شاخص، استان‌های آذربایجان شرقی، قزوین، مرکزی و تهران، به ترتیب با مقادیر 0/044، 0/051، 0/052 و 0/063، به عنوان صنعتی‌ترین استان‌ها بوده و متنوع‌ترین فعالیت‌های صنعتی در این استان‌ها وجود دارد. در مقابل، استان‌های بوشهر، هرمزگان و ایلام هر یک به ترتیب با مقادیر 0/550، 0/244 و 0/317 به عنوان استان‌هایی هستند که بخش صنعت در آن‌ها کمترین گسترش را داشته است. ضرایب توان بازاری استان، بازدهی در سطح مقیاس، قیمت هر متر مربع زمین در استان و هزینه حمل‌ونقل هر یک به عنوان عوامل در نظر گرفته شده در مدل فضایی به میزان 0/174-

---

1- mehregannader@yahoo.com

2- yteimori@gmail.com

DOI: 10.22067/erd.v24i14.64942

0/041-، 0/023- و 0/038 برآورد شده است. اما در مقابل، ضرایب متغیرهای متوسط دستمزد پرداختی و مخارج بودجه‌ای دولت، با علامت مثبت برآورد شده است. میزان برآورد شده برای ضریب شدت وابستگی استان‌ها در مدل فضایی (0/430)، نشان می‌دهد که نیروهای مرکز گرای موجود در داخل استان‌ها، غالب بر نیروهای گریز از مرکز بوده است. همچنین نتایج حاصل از شناسایی شبکه وابستگی فضایی بین استان‌ها، نشان می‌دهد به‌طور متوسط استان‌های تهران، قم، قزوین و مرکزی با وقوع تغییر در متغیرهای توضیحی مدل فضایی در این استان‌ها، دارای بیشترین ضریب توانایی اثرگذاری و جذب تغییرات ایجاد شده می‌باشند. استان‌های سیستان و بلوچستان و هرمزگان نیز استان‌هایی هستند که به‌طور متوسط، پایین‌ترین ضریب توانایی اثرگذاری و ظرفیت جذب تغییرات ایجاد شده را دارند.

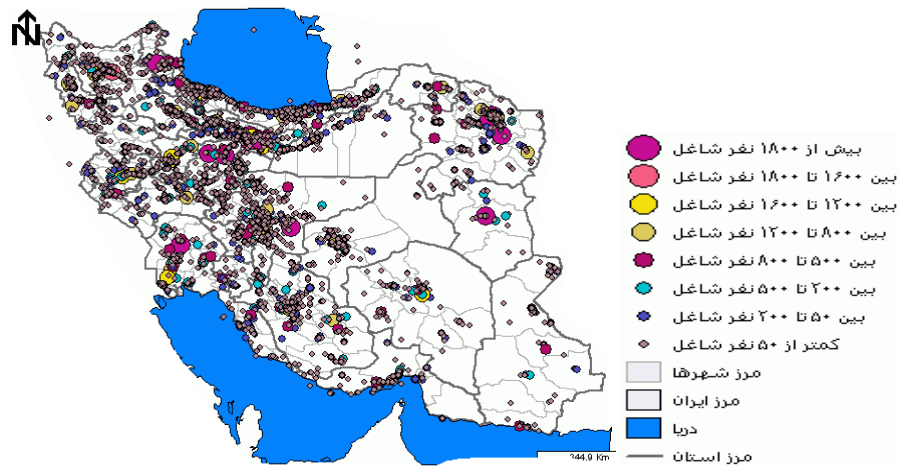
**کلیدواژه‌ها:** ساختار فضایی، شاخص تمرکز EG، ماتریس وابستگی فضایی، مدل خودرگرسیون فضایی  
**طبقه‌بندی JEL:** I32، C23، C21.

### مقدمه

مسئله نحوه توزیع فضایی صنعت در بین مناطق مختلف، موضوعی است که تحت عنوان ساختار فضایی صنعت در یک اقتصاد مورد بررسی قرار می‌گیرد. در واقع ساختار فضایی صنعت، به تحلیل نحوه ارتباط مناطق مختلف جغرافیایی، در زمینه فعالیت‌های صنعتی می‌پردازد (Kanbour & Venables, 2005: 103). به‌طوری که مهم‌ترین مسئله آن، نابرابری فضایی صنعت در بین مناطق است. اینکه این نوع نابرابری به چه میزان می‌باشد و عوامل مؤثر در شکل‌گیری آن کدامند. شکل زیر توزیع فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌های ایران را نشان می‌دهد.

اقتصاد فضا و تئوری‌های فضایی ساختار صنعت، همواره در پی کشف عدم تعادل‌های منطقه‌ای و فضایی و علل به وجود آمدن آن‌ها در فعالیت‌های اقتصادی بوده است (Bazzazan et al., 2009: 41). بر همین اساس مسائلی که در اقتصاد فضا مطرح می‌باشند و به‌طور مستقیم به ساختار فضایی فعالیت‌های اقتصادی مرتبط بوده و در نتیجه از این کانال به رشد و توسعه صنعت و اقتصاد به‌طور کلی می‌پردازند، از اهمیت فراوانی در فرآیند سیاست‌گذاری عمومی در این زمینه برخوردار می‌باشند (Acs & Armington, 2006: 203). مسائلی که در این پژوهش به‌طور مفصل برای اقتصاد ایران مورد تحلیل قرار خواهند گرفت و بر همین اساس در بخش بعدی، به مبانی تئوریک آن‌ها پرداخته خواهد شد.

شکل 1- توزیع جغرافیایی فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران



منبع: وزارت صنعت، معدن و تجارت - دفتر فرآوری آمار و اطلاعات

این توجه به خاطر موضوعاتی است که مسائل فوق حاوی آن‌ها هستند. موضوعاتی نظیر وجود شرایط تعادلی یا عدم تعادل منطقه‌ای در فعالیت‌های اقتصادی و عوامل مؤثر در این شرایط و وجود وابستگی فضایی بین استان‌های کشور که می‌توانند به‌طور مستقیم توسعه منطقه‌ای و توسعه کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. اینکه نحوه توزیع فضایی صنعت در اقتصاد ایران چگونه است و چه عوامل و شرایطی، صنعت ایران را به سمت این توزیع رهنمون کرده است. همچنین اینکه با توجه به ساختار فوق و وجود وابستگی فضایی بین استان‌ها، پتانسیل‌های واقعی بازاری<sup>۱</sup> هر یک از استان‌های ایران چیست. آیا سیاست‌های عمومی دولت در اقتصاد ایران، هم‌جهت با این پتانسیل‌ها بوده و توانسته است ساختار فضایی صنعت و در نتیجه نابرابری فضایی را به نحو مناسبی تحت تأثیر قرار دهد. این پرسش‌ها مسائل مهمی برای اقتصاد ایران هستند که در این پژوهش ضرورتاً به آن‌ها پرداخته می‌شود.

## 1. Market Real Potentials

## ادبیات موضوع و مبانی نظری

بخش اعظمی از تئوری‌های اقتصاد فضا و جغرافیای اقتصادی به تصمیم‌گیری بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی برای تعیین مکان فعالیت خود، مربوط می‌باشد. فرض اساسی این است که تولیدکنندگان به‌عنوان یکی از عوامل اقتصادی مورد توجه در تئوری‌های فوق، همواره عقلایی عمل کرده و تصمیم‌گیری می‌کنند. آن‌ها همواره از اطلاعات در دسترس خود، استفاده کامل کرده و این اطلاعات را به بهترین صورت در تصمیم‌گیری‌های خود به کار می‌گیرند. بنابراین فرآیند تعیین بهینه مکان فعالیت، شامل جریان حداکثر سازی سود برای تولیدکننده است. اما نکته مهم اینکه دانشمندان در طول زمان، جنبه‌های متفاوتی از اصل حداکثر کارایی را سرلوحه تئوری خودشان قرار داده‌اند. مدل‌های نخست مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی (نظیر مدل ون‌تونن) حداقل رساندن هزینه‌های تولید را به‌عنوان حداکثر کارایی تعریف کرده و بر اساس آن بنا نهاده شده‌اند. نظریه‌های حداقل هزینه برای دوره زمانی طولانی (1950-1820) مورد توجه تئوری‌پردازان مکان-یابی صنعتی قرار داشت. به‌طوری‌که در این دوره مدل‌های فراوانی توسط دانشمندان مختلف ارائه شده است که هر یک از آن‌ها بدون توجه به اهمیت عوامل مؤثر دیگر، به عامل هزینه حمل‌ونقل توجه ویژه‌ای دارند.

اما در مقابل، دوره دوم تئوری‌های مکانیابی با مورد توجه قرار دادن، به‌ویژه عامل تقاضا در کنار هزینه‌های حمل‌ونقل شروع شده و این حوزه از جغرافیای اقتصادی را توسعه داده است (Kalantari, 2012: 65). در واقع این دوره مصادف با سال‌های 1980-1950 می‌باشد که با پیشگامی آگوست لوش<sup>2</sup>، نظریه‌پرداز آلمانی در سال 1954 آغاز گردید. اما درنهایت، دوره سوم تئوری‌های مکانیابی صنعتی که تقریباً از اواسط دهه 1980 شروع شده است، رویکرد نوینی را در تحلیل‌های مکانیابی و اقتصاد منطقه‌ای ایجاد کرده است. این دوره با نظریات و مدل‌های پیشکسوتانی مانند فوجیتا<sup>3</sup> و کروگمن<sup>4</sup> برنده جایزه نوبل اقتصاد سال 2008، شروع شده و تاکنون

---

2. August Losch

3. Fujita

4. Krugman

ادامه دارد. تحلیل‌های نوین مکان‌یابی صنعتی دوره سوم، در واقع تحلیل تعادل عمومی<sup>5</sup> است که در آن یک تولیدکننده برای تعیین بهترین مکان فعالیت خود که مطابق با آن بتواند به حداکثر کارایی برسد، همه عوامل مؤثر در این حوزه را مورد توجه قرار داده و آن‌ها را وارد مدل تحلیلی مکان‌یابی می‌کند. به عبارت دیگر، هدف تئوری‌های دوره سوم ارائه یک مدل تعادل عمومی است (Combes et al., 2008: 356).

مدل تجارت بین منطقه‌ای کروگمن (DSK)<sup>6</sup>، نمونه‌ای از مدل‌های دوره مذکور می‌باشد. در واقع DSK یک مدل فضایی تعادل عمومی است و به بررسی مسأله اصلی جغرافیای اقتصادی و اقتصاد فضا که همان چگونگی توزیع فضایی فعالیت‌های تولیدی و بنگاه‌ها است می‌پردازد. به طوری که در این مدل تعادل عمومی، ساختار رقابت ناقص و شرایط بازدهی فزاینده در بازار کالاهای تولیدی حاکم است (Takahashi, 2004: 469) و برای رسیدن به یک توزیع فضایی بهینه‌ای از فعالیت‌های تولیدی در بین مناطق مختلف جغرافیایی، عوامل مهم و تأثیرگذار در شکل‌گیری این توزیع، از جمله ارتباط متقابل بین تولیدکنندگان با یکدیگر، ارتباط تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، دسترسی به بازارهای مصرف و مواد اولیه و همچنین موقعیت جغرافیایی و اندازه مناطق مختلف وارد مدل شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند (Figueiredo et al., 2014: 10) در واقع کروگمن در جریان حداکثر کردن سود تولیدکننده، دو پارامتر مهم فضایی یعنی اندازه بازاری منطقه<sup>7</sup> و هزینه‌های مبادله<sup>8</sup> را وارد مدل دیکزیت - استیگلitz<sup>9</sup> کرده است. بنابراین با این رویکرد، مدل کروگمن به عنوان یک مدل مکان‌یابی صنعتی، خواهد توانست تا عوامل و پارامترهای گوناگون مؤثر در تصمیم‌گیری بنگاه برای تعیین مکان بهینه را به طور همزمان

5. General Equilibrium Analysis

6. Dixit- Stiglitz- Krugman Model

7. Market Size of Region

8. Trade Costs

9. برای مطالعه درباره مدل رقابت انحصاری دیکزیت - استیگلitz، مراجعه شود به:

Fujita, M., Krugman, P., Venables, A., (1999). "The Spatial Economy- Cities, Regions and International Trade". Massachusetts Institute of Technology, 1999

Krugman, P., (1979) "Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade". Journal of International Economics, vol. 9, pp. 469-479

و در کنار متغیرهای نیروهای بازاری نظیر قیمت و مقدار تعادلی تولید، وارد تحلیل کرده و چگونگی شکل‌گیری ساختار فضایی فعالیت‌ها را در بین مناطق مختلف جغرافیایی توضیح دهد (Fujita & Thisse, 2009: 115)<sup>10</sup>.

مدل فضایی دیگر که در کنار عوامل فوق، عامل سیاست‌های عمومی دولت را نیز در نظر گرفته و ساختار فضایی صنعت را مورد تحلیل قرار می‌دهد، مدل فضایی بالدوین می‌باشد. بالدوین با ارائه مدل‌های مختلف برای هر یک از سیاست‌های مذکور به‌ویژه مخارج دولت، به تحلیل اثرات این مخارج در تصمیم‌گیری بنگاه‌ها برای تعیین مکان فعالیت، با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی اقتصاد فضا پرداخته است. در واقع، وضع شدن این مخارج از سوی دولت، با تحت تأثیر قرار دادن سودآوری مناطق مختلف در فعالیت‌های متنوع صنعتی، موجب تغییر تصمیم بنگاه‌ها درباره تعیین مکان فعالیتشان در بین مناطق می‌شود و بدین طریق، توزیع بهینه فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد نیز تحت تأثیر این سیاست‌های عمومی دولت قرار می‌گیرد. در این مدل، تعیین میزان بهینه‌ای از مخارج که در هر یک از مناطق باید پرداخت شود، به‌طور ضمنی نتیجه یک بازی سیاسی است که در بین مناطق انجام می‌گیرد. مطابق با دلالت‌های این مدل، در نتیجه میزان اضافی از مخارجی که در منطقه خاصی انجام می‌گیرد، نسبت بیشتری از فعالیت‌های صنعتی، در مقایسه با آن میزان اضافی، جذب منطقه مذکور می‌شود. بالدوین این ویژگی را با عنوان اثر اندازه سوسپیدی منطقه داخلی (HSE)<sup>11</sup> نام‌گذاری می‌کند (Baldwin et al., 2003: 429). به‌عبارت دیگر، با بیشتر شدن سهم مخارج دولتی یک منطقه در اقتصاد، سهم فعالیت‌های صنعتی آن منطقه بیشتر از سهم مخارجش افزایش می‌یابد. به‌طوری‌که با بازتر بودن درجه آزادی تجارت در بین مناطق، این افزایش سهم بیشتر نیز خواهد شد.<sup>12</sup> بنابراین براساس اهمیتی که هر یک از عوامل بازدهی نسبت به

10. برای آشنایی بیشتر با مدل تجارت بین‌منطقه‌ای کروگمن مراجعه شود به:

Mehregan, N., Teymourei, Y. (2013). Industrial location with spatial economics approach. Bu-Ali Sina University Press, First Edition, 2013. (in persian)

Krugman, P. R. (1991). Increasing returns and economic geography. Journal of Political Economy (99): 483–99. 1991

11. Home Subsidy Effect

12. برای مطالعه بیشتر درباره مدل بالدوین مراجعه شود به:

مقیاس، دسترسی به بازار (توان بازاری)، هزینه‌های حمل‌ونقل، مخارج دولت که در این بخش ذکر شدند، بر روی شکل‌گیری ساختار فضایی صنعت دارند، این مطالعه اثر هر کدام از آن‌ها در اقتصاد ایران را مورد تحلیل قرار می‌دهد.

### مطالعات پیشین

اکبری و همکارانش در «تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)» به تحلیل فضایی اثرات مخارج دولت (مخارج جاری و عمرانی) بر نابرابری در ایران پرداخته‌اند. آن‌ها این پژوهش را با استفاده از داده‌های مقطعی سال‌های 1380 و 1385 و به کارگیری روش اقتصادسنجی فضایی انجام داده‌اند. به طوری که آن‌ها برای اندازه‌گیری میزان نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران از شاخص نابرابری ضریب جینی استفاده کرده‌اند. نتایج پژوهش فوق نشان می‌دهد که به طور متوسط افزایش مخارج جاری سرانه با افزایش نابرابری و افزایش مخارج عمرانی سرانه با بهبود توزیع درآمد همراه می‌باشد. میزان تأثیرگذاری متغیر مخارج جاری سرانه بر روی نابرابری با حرکت از شرق به سمت غرب ایران افزایش می‌یابد. در حالی که برعکس، میزان تأثیرگذاری متغیر مخارج عمومی، از غرب به سمت شرق کشور بیشتر می‌شود (Akbari et al., 2011). مهرگان و تیموری نیز در تحلیل «ارزیابی تمرکز جغرافیایی استانی صنعت و عوامل مؤثر بر میزان آن در ایران»، با اندازه‌گیری میزان تمرکز جغرافیایی استانی بر حسب متغیر اشتغال و با استفاده از شاخص EG، به بررسی تأثیر عوامل مؤثر در این نوع تمرکز برای دوره 1385-1379 پرداخته‌اند. به طوری که آن‌ها برای این کار، مدل اقتصادسنجی داده‌های تابلویی و روش پولینگ را مورد استفاده قرار داده‌اند. نتایج ارزیابی آن‌ها برای دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد که سه استان سمنان، قزوین و تهران به ترتیب دارای بیشترین تمرکز جغرافیایی فعالیت‌های مختلف، در خود می‌باشند. همچنین سه عامل موجودی سرمایه انسانی، دسترسی به حمل‌ونقل و دسترسی به بازار مصرف، به ترتیب بیشترین تأثیر معنی‌دار را بر میزان تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌ها دارند. به گونه‌ای که در این میان، عامل سرمایه

انسانی در مقایسه با سایر عوامل، بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی را در مدل دارا می‌باشد. در واقع این متغیر، دارای ارتباط مثبت و بسیار قوی با میزان تمرکز جغرافیایی فعالیت‌ها در صنعت ایران است (Mehregan & Teymourei, 2012). داداش‌پور و فتح‌جلالی در «تحلیلی بر الگوهای تخصصی شدن منطقه‌ای و تمرکز فضایی صنایع در ایران» به بررسی دو فرضیه افزایش تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در ایران در دو مقطع زمانی 1376 و 1385 و افزایش تخصصی شدن مناطق در نتیجه تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی پرداخته‌اند. آن‌ها به منظور آزمون فرضیه‌های خود از تکنیک‌های گوناگونی از جمله ضریب جینی، شاخص صرفه‌جویی مقیاس، ضریب اقتصاد جغرافیایی و ضریب مکانی استفاده کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که متوسط تمرکز فضایی در طی دو مقطع زمانی مورد بررسی، 20 درصد افزایش یافته است. به طوری که این نشان‌دهنده گرایش صنایع کشور به سمت تمرکز فضایی می‌باشد. به گونه‌ای که این تمرکز عمدتاً در استان‌های تهران و اصفهان اتفاق افتاده است. همچنین آن‌ها به رابطه معنی‌داری بین تخصصی شدن منطقه‌ای و تمرکز صنعتی در ایران دست یافته‌اند. به عبارت دیگر، استان‌هایی که در آن‌ها صنایع متمرکزتر می‌باشند، در تولید فعالیت‌های خاصی متخصص شده‌اند (Dadashpour & Fathjalali, 2013).

دروکر و فیسر در بررسی «ساختار صنعتی منطقه‌ای و صرفه‌های ناشی از انباشتگی: تحلیلی از بهره‌وری در سه صنعت تولید کارخانه‌ای» به این موضوع پرداخته‌اند که آیا ساختار صنعتی متمرکز منطقه‌ای (که در آن تعداد کمی از بنگاه‌های بزرگ متعلق به یک صنعت معین، نقش غالب را در یک منطقه دارند)، می‌تواند صرفه‌های ناشی از انباشتگی را محدود کرده و سرانجام موجب کاهش عملکرد اقتصادی بنگاه‌ها در یک صنعت، به ویژه بنگاه‌های کوچک شود. سه صنعت تولیدی که برای این بررسی مورد توجه قرار گرفته است، صنایع لاستیک و پلاستیک، ماشین‌آلات فلزکاری و صنعت تجهیزات اندازه‌گیری و کنترل می‌باشند. آن‌ها شواهد ضعیفی مبنی بر اینکه صرفه‌های ناشی از انباشتگی به عنوان عامل واسطه‌ای در اثر مذکور عمل می‌کند، بدست آورده‌اند (Drucker & Feser, 2012). سانتوس و همکاران مسئله «سیاست‌گذاری انرژی و نابرابری‌های منطقه‌ای در اقتصاد برزیل» را مورد تحلیل قرار داده‌اند. این پژوهش در پی اصلاحات اساسی انجام گرفته درباره تعرفه‌های بخش نیرو (برق) در برزیل در دهه 1990، به ارزیابی اثرات بلندمدت منطقه‌ای این سیاست‌های تعرفه‌ای جدید پرداخته است. آن‌ها معتقدند از آغاز اصلاحات، دو روند



متفاوت فضایی از توزیع فعالیت‌های بخش نیرو در بین ایالت‌های برزیل ایجاد شده است. یکی همگرایی و دیگری واگرایی فضایی در هر یک از ایالت‌های فوق می‌باشد. این روندها به واسطه تعرفه‌های جدید بخش نیرو و ویژگی‌های فضای اقتصاد برزیل اتفاق افتاده‌اند. برای بررسی این موضوع، مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر بین منطقه‌ای (ICGE)<sup>13</sup>، برای دوره 1995 تا 2008 مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که ناهمسانی در شدت بکارگیری انرژی و تفاوت‌های موجود در جایگزینی انرژی در بین مناطق، موجب ایجاد اثرات فضایی ناشی از تغییر در قیمت‌های بخش نیرو شده است. به گونه‌ای که آن‌ها بیان می‌کنند، روندهای اخیر در پراکندگی فضایی قیمت بخش نیرو، ممکن است موجب کاهش نرخ رشد بلندمدت اقتصادی و افزایش نابرابری‌های منطقه‌ای در برزیل شود (Santos et al., 2013).

بیودری و همکاران در ارائه یک مدل «تعادل فضایی همراه با بیکاری و چانه‌زنی دستمزد: نظریه و برآورد» به توزیع مجدد کارگران، هم در بازار نیروی کار داخلی و هم بین منطقه‌ای پرداخته‌اند. آن‌ها در مدل خود، اصطکاک‌های ناشی از جستجوی شغل که مانع توزیع مجدد سریع کارگران در بین بازارهای کار منطقه‌ای و درونی می‌شود را به‌عنوان نکته اصلی مورد توجه قرار داده‌اند. در نظر گرفتن این اصطکاک‌ها موجب می‌گردد تا بنگاه‌ها و کارگران، در تعیین دستمزد بازار کار، خود را در یک موقعیت انحصاری دوگانه ببینند. بنابراین بیودری و همکارانش از مدل خود برای تعیین همزمان سطح دستمزدها، بیکاری، قیمت مسکن و اندازه شهرها (یا مهاجرت) استفاده می‌کنند. سپس آن‌ها داده‌های ایالات متحده آمریکا را برای دوره 1970 تا 2007 بکار می‌گیرند تا مناسب بودن مدل خود و ویژگی‌های کمی آن را مورد بررسی قرار دهند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رفتار خانوارها بخصوص رفتار مهاجرت‌شان، به تغییرات میزان اشتغال تقریباً سه برابر بزرگ‌تر از تغییرات سطح دستمزدها واکنش نشان می‌دهد که این با تئوری‌های موجود سازگاری دارد (Beaudry et al., 2014).

روش پژوهش

هدف اصلی این پژوهش تحلیل فضایی ساختار صنعت در بین استان‌های ایران می‌باشد. به طوری که به منظور انجام این تحلیل، نظریه‌های مکان‌یابی فضایی و مدل‌های اقتصاد فضا که در بخش قبل اشاره شدند، مورد استفاده قرار می‌گیرند تا از این طریق ساختار فضایی صنعت ایران شناسایی شده و عواملی که توانسته‌اند در شکل‌گیری این ساختار مؤثر باشند مورد تجزیه و تحلیل قرار بگیرند. برای این منظور، ابتدا وضعیت ساختار فضایی صنعت، توسط شاخص تمرکز فضایی الیسون و گلیسر (EG)<sup>14</sup> مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. سپس عوامل مؤثر در شکل‌گیری این ساختار، توسط مدل اقتصادسنجی فضایی تحلیل می‌شود. به طوری که در نهایت، با استفاده از این مدل می‌توان شبکه گسترده‌ای از وابستگی فضایی بین استان‌های ایران که منجر به شکل‌گیری چنین ساختار فضایی از صنعت شده است را شناسایی کرد.

مبنای شاخص تمرکز فضایی EG حداکثر کردن سود بنگاهها از طریق تصمیم‌گیری برای استقرار در مکان مناسب می‌باشد. به عبارت دیگر این شاخص بر این اساس پایه‌گذاری شده است که بنگاهها و واحدهای تولیدی مکان‌هایی را برای استقرار و تولید انتخاب می‌کنند که سود انتظاری در آن محل حداکثر شود و این اتفاق باعث ایجاد تمرکز فضایی و تراکم بنگاهها در آن مکان یا منطقه خاص می‌شود. نکته مهم اینکه شاخص EG، مزیت‌ها و امتیازهای طبیعی و سرریزهای صنایع را دلیل به وجود آمدن تمرکز جغرافیایی می‌داند (Ellison et al., 2010: 1210). یعنی بنگاهها با توجه به این دو عامل، مناطق یا مکان‌هایی که سودشان را حداکثر می‌کنند را بر می‌گزینند. الیسون و گلیسر متغیر  $G = \sum_i (S_i - X_i)^2$  را به عنوان معیار اصلی برای محاسبه تمرکز فضایی پیشنهاد می‌کنند. به طوری که در آن  $S_i$  سهم صنعت  $i$  در ارزش افزوده منطقه (که در اینجا استان) مورد بررسی و  $X_i$  سهم صنعت  $i$  در ارزش افزوده کل صنایع (ارزش افزوده کشور) می‌باشد. بنابراین  $S_i$  و  $X_i$  نشان‌دهنده مزیت‌های طبیعی و سرریزهای موجود در یک ناحیه معین هستند. رابطه نهایی شاخص EG بصورت زیر است:<sup>15</sup>

14. Ellison and Glaeser

15. برای مطالعه بیشتر درباره شاخص EG مراجعه شود به:

Mehregan, N., Teymouri, Y. (2012). Evaluating provincial geographic concentration of industry and effective factors on it in Iran. Journal of Geography and Regional urban planning, 5, pp. 105- 120. (in persian)

$$\delta = \frac{\frac{E(G)}{1 - \sum x_i^2} - H}{1 - H} \quad (1)$$

به طوری که مقدار پارامتر این شاخص  $1 \leq \delta \leq -1$  می‌باشد و مقادیر جبری بزرگ‌تر آن نشان‌دهنده پراکندگی و یا عدم تمرکز فعالیت‌های تولیدی است. همچنین مقادیر کوچکتر برای آن بیانگر تمرکز فضایی در صنعت است که در آن مقادیر  $0 \leq \delta \leq 0.02$  تمرکز فضایی بالا و شدید در استان و مقادیر  $0.02 \leq \delta \leq 0.05$  تمرکز فضایی متوسط و  $\delta \geq 0.05$  نشان‌دهنده تمرکز پائین برای استان مورد بررسی می‌باشد (Lu & Tao, 2009: 175). براساس ویژگی‌هایی که شاخص EG دارد، در این مطالعه برای کمی کردن وضعیت ساختار فضایی صنعت، از شاخص مذکور برای دوره مورد مطالعه یعنی 92-1376 برای هر یک از استان‌ها استفاده می‌شود.<sup>16</sup>

در بخش قبل، عواملی که نحوه تصمیم‌گیری بنگاه‌ها برای تعیین مکان فعالیت‌های صنعتی و از این طریق ساختار فضایی صنعت را تحت تأثیر قرار می‌دادند، از طریق مدل‌های تئوریک‌تری ارائه شده توسط کروگمن، بالدوین و غیره مورد تحلیل قرار گرفت. در این بخش، هدف ما ارائه مدل تجربی به منظور تحلیل اثرات عواملی که در بخش قبلی مورد اشاره قرار گرفتند، بر روی ساختار فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران می‌باشد. به طوری که برای این منظور از روش تحلیلی اقتصادسنجی پانل دیتای فضایی استفاده می‌شود. در واقع، اساس مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، تأکید بر وابستگی فضایی است که ممکن است بین نقاط و مناطق مختلفی از فضا وجود داشته باشد (Lesage & pace, 2013: 205). هدف اقتصادسنجی فضایی پاسخ به این سؤالات است که شدت این وابستگی چقدر است و به هنگام ایجاد تغییر در یک نقطه یا منطقه، وجود این نوع وابستگی چه اثراتی را در مناطق دیگر بدنبال خواهد داشت. بر همین اساس، در اینجا برای برآورد اثرات عوامل مؤثر بر ساختار فضایی صنعت و به منظور شناسایی شبکه گسترده از وابستگی‌ها در بین استان‌های مختلف ایران، مدل تجربی زیر تخمین زده می‌شود:

16. برخی از استان‌ها در اواسط دوره مورد بررسی، براساس تصمیمات سیاسی به چندین استان تقسیم شده‌اند (نظیر استان خراسان که به استان‌های خراسان رضوی، شمالی و جنوبی تفکیک شده است). به همین منظور در این مطالعه، استان‌هایی که در شروع دوره (1376) وجود داشتند (تعداد 28 استان) بطور ثابت در نظر گرفته شده و ترکیب یا تقسیم آنها به استان‌های دیگر، در طول دوره نادیده گرفته شده است.

$$EG_{it} = \rho \sum_{j=1}^{28} W_{ij} EG_{jt} + \sum_{r=1}^6 \beta_r X_{ittr} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن  $EG_{it}$  میزان شاخص تمرکز فضایی در سال  $t$  و استان  $i$  می‌باشد. پارامتر  $\rho$  نشاندهنده شدت وابستگی فضایی بین استان‌های مختلف ایران بوده و  $W_{ij}$  ماتریس وزنی فضایی است که در اینجا این ماتریس، براساس معکوس مسافت جغرافیایی بین استان‌ها، وزندهی شده است. همچنین  $X_{ittr}$  به‌عنوان ماتریس متغیرهای توضیحی می‌باشد. به‌طوری‌که این متغیرها عبارت از توان بازاری استان، بازدهی در سطح مقیاس، هزینه‌های حمل‌ونقل، میزان بودجه جاری و عمرانی تخصیص داده شده دولت در هر یک از استان‌ها، متوسط دستمزد پرداختی و قیمت هر متر مربع زمین در هر استان است. توان بازاری در واقع، شاخصی برای تعیین قابلیت دسترسی منطقه مورد نظر به بازار معرفی می‌شود. به‌طوری‌که هریس برای اندازه‌گیری آن شاخص زیر را پیشنهاد می‌کند:<sup>17</sup>

$$MP_r \equiv \sum_s \frac{Y_s}{d_{rs}} \quad (3)$$

که در آن  $Y_s$  تولید ناخالص داخلی منطقه  $s$  و  $d_{rs}$  مسافت بین دو منطقه  $r$  و  $s$  می‌باشد. بر همین اساس، شاخص فوق به‌منظور محاسبه توان بازاری در منطقه  $r$ ، تقاضای بالقوه همه مناطق دیگر به جز منطقه مذکور، که براساس فاصله‌ای که با این منطقه دارند وزندهی شده است را در نظر گرفته و آن‌ها را با یکدیگر جمع می‌کند. بنابراین شاخص  $MP$  به‌عنوان یک شاخص فضایی برای اندازه‌گیری توان بازاری مناطق مطرح می‌باشد (Head & Mayer, 2004: 963). به‌طوری‌که در آن، تقاضای بالقوه وزندهی شده سایر مناطق از محصولات منطقه مورد نظر، به‌عنوان پایه و اساس توان بازاری آن منطقه در نظر گرفته می‌شود. همچنین برای اندازه‌گیری میزان بازدهی در سطح مقیاس در هر یک از استان‌ها، از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)<sup>18</sup> و نرم-افزار DEAP استفاده می‌شود. تحلیل پوششی داده‌ها به‌عنوان یکی از روش‌های ناپارامتریک برای

17. برای آشنایی بیشتر با شاخص توان بازاری مراجعه شود به:

Combes, P. P., Mayer, T., & Thisse, J. F. (2008). *Economic geography: The integration of regions and nations*. Princeton University Press.

18. Data Envelopment Analysis

اندازه‌گیری میزان کارایی بکار گرفته می‌شود. یکی از مهم‌ترین مزیت‌های روش تحلیل پوششی داده‌ها، توانایی ترکیب و مقایسه متغیرهایی با واحدهای اندازه‌گیری متفاوت، به‌عنوان ورودی و خروجی‌های مدل می‌باشد. زیرا متغیرهای فوق را به گونه‌ای برای مقایسه بکار می‌گیرد که در آن هر متغیر، تنها با متغیر همجنس خود در تمام واحدهای مورد بررسی (که در اینجا استان‌های کشور می‌باشند) مقایسه می‌شود (Mehregan, 2008: 89). به‌طوری‌که در اینجا ورودی‌های مدل، تعداد کارگران شاغل در بخش صنعت استان و میزان مصرف واسطه‌ای در هر یک از استان‌های مورد بررسی و خروجی در نظر گرفته شده برای آن نیز میزان تولید ناخالص داخلی در صنعت (ستاده صنعتی) استان است.<sup>19</sup> در نهایت، سایر متغیرهای موجود در رابطه (2)، براساس اطلاعات موجود در مرکز آمار ایران برای دوره مورد مطالعه 92-1376 در هر یک از استان‌های کشور کمی شده‌اند.

نکته دیگر اینکه در رابطه (2) برخلاف مدل‌های متعارف اقتصادسنجی، شرایط

$$\frac{\partial EG_i}{\partial X_{ij}} = 0 \text{ و } \frac{\partial EG_i}{\partial X_{ir}} = \beta_r$$

<sup>20</sup> بلکه در اینجا داریم:

$$\frac{\partial EG_i}{\partial X_{ir}} = \beta_r v_{ii} \quad \text{و} \quad \frac{\partial EG_i}{\partial X_{ij}} = \beta_r v_{ij} \quad (4)$$

که در آن  $v_{ii}$ ،  $v_{ij}$ ،  $i$  و  $j$  آمین عنصر روی قطر اصلی و  $i$  و  $j$  آمین عنصر ماتریس  $(I_n - \rho W)^{-1}$  است. این اتفاق به دلیل در نظر گرفتن وابستگی فضایی بین استان‌ها در مدل اقتصادسنجی فضایی است و روابط فوق به ترتیب بیانگر اثرات مستقیم تغییر در  $X_{ij}$  بر روی ساختار فضایی منطقه  $i$  و اثرات غیرمستقیم تغییر در متغیر توضیحی یک منطقه دیگر، بر روی ساختار فضایی منطقه  $i$  می‌باشد. همانطور که ملاحظه می‌شود اثرات فوق براساس ماتریس  $(I_n - \rho W)^{-1}$  ارزیابی می‌شود که به آن، ماتریس وابستگی فضایی گفته می‌شود. در حقیقت کارکرد ماتریس وابستگی فضایی در

19. برای مطالعه بیشتر درباره روش تحلیل پوششی داده‌ها مراجعه شود به:

Mehregan, M. (2008). quantitative models for evaluating the performance of organizations-DEA. Published by: Management Department of University of Tehran. Second Edition, 2008. (in persian)

20. برای مطالعه با جزئیات بیشتر درباره اقتصادسنجی فضایی مراجعه شود به:

Lasage, J., Pace, K. (2013). Introduction to spatial econometrics. Translated in Farsi by: Jalaie, E, A., Jamshidnezhad, A. 2013, Noure Elm Press. First Edition. (in persian)

این مطالعه، این خواهد بود که می‌توان با استفاده از آن، وجود شبکه گسترده‌ای از وابستگی‌های فضایی که در بین استان‌های مختلف وجود دارد را شناسایی کرد. اهمیت شناسایی این شبکه از وابستگی‌ها، وقتی روشن می‌شود که می‌توان با استفاده از این شبکه، به تحلیل این مسئله پرداخت که برای مثال تغییر در توزیع فضایی منابع بودجه جاری و عمرانی دولت، چه تأثیری در توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌های مختلف کشور داشته است. به عبارت دیگر می‌توان تحلیل کرد که کدام استان‌ها از این تغییر توزیع منابع، بیشترین بهره‌مندی و کدام استان کمترین بهره‌مندی را در فعالیت‌های صنعتی خود داشته است.

### تجزیه و تحلیل نتایج

مسئله اصلی در این مطالعه، تحلیل ساختار فضایی حاکم بر صنعت ایران و عوامل مؤثر بر شکل‌گیری این ساختار است. بر همین اساس در این بخش، ابتدا نتایج ارزیابی میزان شاخص تمرکز فضایی EG نشان داده شده و براساس آن، ساختار فضایی صنعت ایران برای دوره 92-1376 مورد تحلیل قرار می‌گیرد. سپس به منظور تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر روی این ساختار، مدل اقتصادسنجی فضایی (2) مورد برآورد قرار می‌گیرد. این رویکرد می‌تواند در تحلیل وابستگی فضایی که مناطق و استان‌های مختلف با یکدیگر می‌توانند داشته باشند مفید باشد و درک تأثیرگذاری کانال وابستگی استان‌ها بر روی شکل‌گیری ساختار فوق را ممکن سازد.

### شاخص تمرکز فضایی (EG): تحلیل روند ساختار فضایی صنعت

جدول (1) نتایج اندازه‌گیری شاخص تمرکز فضایی را برای دوره 92-1376 نشان می‌دهد. همانگونه که ملاحظه می‌شود، مقدار شاخص تمرکز در اکثر استان‌ها و در اغلب سال‌های مورد بررسی، دارای میزان بسیار بالایی است. این نشان می‌دهد صنعت در استان‌های فوق حضور چشم‌گیری ندارد و این استان‌ها نتوانسته‌اند، سهم قابل توجهی از فعالیت‌های صنعتی مختلف را به سمت خود جذب کنند. این درحالی است که تنها تعداد کمی از استان‌ها وجود دارند که مقدار شاخص در آن‌ها پائین بوده و تنوع فعالیت‌های صنعتی در آن‌ها بیشتر می‌باشد. چرا که مقادیر  $0.02 \leq EG \leq 0.5$  نشان‌دهنده تمرکز بسیار بالا و شدید در استان مورد بررسی است. به طور کلی با ملاحظه نتایج جدول (1)، این واقعیت کاملاً قابل درک است که بیش از نیمی از استان‌های ایران،

دارای شاخص تمرکز فضایی با مقدار بیش از 0/05 هستند. تنها تعداد معدودی از استان‌ها هستند که این شاخص در آن‌ها میزانی کمتر از 0/05 دارد. این به معنی نابرابری شدید در ساختار فضایی فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌های مختلف ایران است.

به طوری که استان‌های آذربایجان شرقی، قزوین، مرکزی و تهران به ترتیب با مقادیر 0/044، 0/051، 0/052 و 0/063 کمترین مقدار را برای شاخص تمرکز فضایی دارند. بنابراین این استان‌ها، صنعتی‌ترین استان‌ها در دوره مورد بررسی بوده و بیشترین فعالیت‌های صنعتی و در نتیجه با توجه به معیار اندازه‌گیری شاخص EG، بالاترین ارزش افزوده را در بخش صنعت ایران دارند. در مقابل، سه استانی که به طور متوسط در دوره 92-1376، دارای بالاترین ارزش عددی در شاخص تمرکز فضایی بوده و بنابراین کمترین ارزش افزوده را در بخش‌های مختلف صنعتی دارند، به ترتیب، استان‌های بوشهر، هرمزگان و ایلام هستند. به طوری که هر یک با مقادیر عددی به ترتیب، 0/244 و 0/317 بالاترین مقدار شاخص تمرکز فضایی را به خود اختصاص داده‌اند. به عبارت دیگر این استان‌ها، کمتر توسعه یافته‌ترین استان‌ها از لحاظ صنعتی می‌باشند. با وجود کاهش در میزان شاخص تمرکز فضایی و بنابراین، کاهش نسبی نابرابری فضایی بخش صنعت ایران در سال‌های میانی دوره مورد مطالعه، یعنی سال‌های 85-1379، اما با ملاحظه ستون آخر جدول بالا، مشاهده می‌شود حتی با وجود سال‌های مذکور نیز فاصله عددی شاخص تمرکز EG در بین استان‌های مختلف، همچنان بسیار بالاست. به طوری که این به معنی نابرابری فضایی بسیار شدید در ساختار صنعتی ایران است.

بالاترین مقدار شاخص مربوط به استان بوشهر با ارزش 0/550 و پایین‌ترین آن، متعلق به استان آذربایجان شرقی با ارزش 0/044 می‌باشد. این اختلاف معنی‌دار بین دو استان، نشان می‌دهد استان آذربایجان شرقی در کنار دیگر استان‌ها مانند قزوین، مرکزی و تهران سهم عمده‌ای از فعالیت‌های صنعتی را به خود اختصاص داده‌اند. در واقع این استان‌ها همانند قطب‌های صنعتی، بخش زیادی از واحدهای صنعتی را در خود جای داده‌اند و به عنوان مناطق مرکزی، فعالیت‌های صنعتی متنوعی را به سمت خود جذب می‌کنند. این در حالی است که سایر استان‌ها، به عنوان مناطق پیرامونی در کنار مناطق مرکزی فوق، مشغول به فعالیت می‌باشند. اما نتوانسته‌اند سهم عمده‌ای در فعالیت‌های صنعتی کشور داشته باشند. در واقع، با این ساختار شناسایی شده برای صنعت ایران با استفاده از شاخص تمرکز فضایی EG، می‌توان به یک توزیع نابرابر جغرافیایی صنعت که خود می‌تواند

نشانگر وجود الگوی مرکز - پیرامون در صنعت ایران باشد، پی برد. در ادامه به تحلیل این مسئله پرداخته می‌شود که چه عوامل و سازوکارهایی در کار بوده‌اند که موجب شکل‌گیری چنین ساختاری از فعالیت‌های صنعتی شده است.

جدول 1. میزان شاخص تمرکز فضایی EG برای استان‌ها در دوره 92-1376

1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	1376	استان / سال	
0/039	0/081	0/044	0/033	0/043	0/038	0/049	0/059	0/079	آذربایجان شرقی	1
0/178	0/160	0/136	0/179	0/236	0/253	0/277	0/301	0/350	آذربایجان غربی	2
0/113	0/146	0/116	0/090	0/126	0/140	0/171	0/202	0/264	اردبیل	3
0/140	0/149	0/115	0/072	0/092	0/105	0/105	0/106	0/108	اصفهان	4
0/281	0/274	0/250	0/196	0/198	0/159	0/183	0/207	0/255	ایلام	5
0/371	0/378	0/444	0/354	0/318	0/441	0/476	0/501	0/561	بوشهر	6
0/071	0/080	0/072	0/054	0/080	0/056	0/054	0/053	0/049	تهران	7
0/097	0/130	0/133	0/130	0/148	0/141	0/137	0/133	0/125	چهارمحال بختیاری	8
0/029	0/031	0/041	0/042	0/069	0/101	0/107	0/112	0/123	خراسان	9
0/163	0/103	0/133	0/177	0/215	0/247	0/258	0/269	0/291	خوزستان	10
0/107	0/100	0/121	0/102	0/136	0/103	0/110	0/117	0/133	زنجان	11
0/029	0/026	0/043	0/041	0/060	0/084	0/088	0/093	0/102	سمنان	12
0/148	0/159	0/145	0/123	0/146	0/134	0/155	0/176	0/218	سیستان و بلوچستان	13
0/050	0/064	0/047	0/034	0/048	0/041	0/053	0/065	0/089	فارس	14
0/041	0/049	0/044	0/033	0/060	0/045	0/048	0/051	0/057	قزوین	15
0/077	0/090	0/076	0/064	0/057	0/089	0/089	0/090	0/091	قم	16
0/131	0/167	0/138	0/123	0/147	0/139	0/184	0/229	0/319	کردستان	17
0/233	0/208	0/199	0/171	0/212	0/245	0/274	0/302	0/360	کرمان	18
0/096	0/108	0/097	0/092	0/134	0/125	0/132	0/139	0/153	کرمانشاه	19
0/182	0/209	0/138	0/250	0/225	0/262	0/316	0/370	0/478	کهگیلویه و بویر احمد	20
0/213	0/163	0/185	0/222	0/205	0/222	0/247	0/271	0/319	گلستان	21
0/072	0/082	0/066	0/063	0/072	0/076	0/080	0/083	0/090	گیلان	22
0/088	0/104	0/077	0/066	0/083	0/109	0/155	0/201	0/293	لرستان	23
0/073	0/064	0/064	0/073	0/105	0/105	0/126	0/147	0/189	مازندران	24
0/029	0/047	0/057	0/055	0/073	0/060	0/066	0/071	0/082	مرکزی	25



0/383	0/335	0/354	0/464	0/498	0/437	0/386	0/335	0/232	هرمزگان	26
0/108	0/124	0/106	0/102	0/128	0/122	0/156	0/190	0/257	همدان	27
0/089	0/086	0/100	0/163	0/128	0/113	0/132	0/152	0/192	یزد	28
0/130	0/122	0/126	0/127	0/144	0/150	0/165	0/179	0/209	میانگین	

## ادامه جدول 1

میانگین	1392	1391	1390	1389	1388	1387	1386	1385	استان / سال	
0/044	0/040	0/039	0/029	0/025	0/035	0/047	0/031	0/031	آذربایجان شرقی	1
0/231	0/243	0/286	0/287	0/283	0/174	0/176	0/208	0/200	آذربایجان غربی	2
0/156	0/181	0/196	0/192	0/228	0/123	0/112	0/131	0/114	اردبیل	3
0/109	0/114	0/100	0/105	0/065	0/122	0/138	0/132	0/088	اصفهان	4
0/244	0/357	0/266	0/282	0/352	0/262	0/197	0/197	0/229	ایلام	5
0/550	0/727	0/729	0/807	0/764	0/645	0/689	0/706	0/441	بوشهر	6
0/063	0/037	0/037	0/058	0/116	0/066	0/070	0/064	0/071	تهران	7
0/153	0/207	0/320	0/223	0/221	0/112	0/127	0/121	0/102	چهارمحال بختیاری	8
0/081	0/121	0/161	0/129	0/126	0/049	0/044	0/049	0/041	خراسان	9
0/170	0/101	0/066	0/102	0/114	0/190	0/165	0/151	0/150	خوزستان	10
0/126	0/133	0/164	0/175	0/191	0/126	0/114	0/115	0/106	زنجان	11
0/064	0/064	0/116	0/087	0/099	0/040	0/037	0/033	0/021	سمنان	12
0/188	0/287	0/299	0/306	0/285	0/160	0/147	0/157	0/150	سیستان و بلوچستان	13
0/070	0/125	0/078	0/080	0/115	0/076	0/079	0/085	0/068	فارس	14
0/051	0/050	0/069	0/098	0/084	0/019	0/027	0/043	0/051	قزوین	15
0/072	0/048	0/070	0/097	0/104	0/045	0/043	0/051	0/046	قم	16
0/185	0/260	0/257	0/261	0/258	0/173	0/144	0/123	0/091	کردستان	17
0/239	0/240	0/320	0/281	0/249	0/127	0/097	0/264	0/283	کرمان	18
0/097	0/045	0/056	0/070	0/109	0/067	0/068	0/079	0/081	کرمانشاه	19
0/225	0/259	0/207	0/185	0/176	0/138	0/141	0/151	0/145	کهگیلویه و بویر احمد	20
0/227	0/195	0/216	0/250	0/273	0/226	0/243	0/255	0/161	گلستان	21
0/082	0/082	0/117	0/126	0/143	0/064	0/059	0/053	0/061	گیلان	22
0/109	0/067	0/085	0/119	0/132	0/086	0/077	0/050	0/067	لرستان	23
0/114	0/180	0/179	0/175	0/162	0/071	0/071	0/080	0/069	مازندران	24
0/052	0/067	0/059	0/086	0/016	0/026	0/019	0/022	0/043	مرکزی	25
0/317	0/404	0/377	0/433	0/274	0/232	0/232	0/163	0/179	هرمزگان	26

0/147	0/175	0/182	0/196	0/193	0/122	0/113	0/114	0/110	همدان	27
0/152	0/222	0/222	0/252	0/232	0/135	0/125	0/114	0/126	یزد	28
	0/180	0/188	0/196	0/192	0/133	0/129	0/134	0/119	میانگین	

منبع: محاسبات تحقیق

### برآورد مدل اقتصادسنجی فضایی

در این بخش مدل اقتصادسنجی فضایی (رابطه 2)، با استفاده از نرم‌افزار متلب و برای دوره زمانی مورد مطالعه در این پژوهش یعنی 92-1376، مورد برآورد قرار می‌گیرد. به طوری که برای انجام این برآورد از روش داده‌های تابلویی خودرگرسیون فضایی (SAR Panel) استفاده می‌گردد. ابتدا آزمون همبستگی فضایی موران<sup>21</sup> را به منظور بررسی این نکته که آیا شاخص تمرکز فضایی EG، دارای همبستگی فضایی با عوامل مطرح در مدل (2) می‌باشد یا خیر، مورد استفاده قرار می‌دهیم.<sup>22</sup> در واقع، تنها در صورت وجود یک چنین رابطه همبستگی است که مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون فضایی، می‌تواند تبیین‌کننده بهتری از واقعیت برای مدل فضایی تجربی باشد. جدول (2) نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول 2. آزمون همبستگی فضایی و خودهمبستگی فضایی با روش موران

نتیجه	سطح احتمال	آماره I	مقدار	آماره آزمون
وجود همبستگی فضایی	0/000	-2/449	-0/0344	

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج جدول مشاهده می‌شود که متغیر وابسته مدل، یعنی شاخص تمرکز فضایی، براساس آماره موران، دارای همبستگی فضایی با متغیرهای توضیحی، به میزان 0/034- می‌باشد. به طوری که این همبستگی با توجه به آماره I این آزمون (-2/449)، در سطح احتمال 0/99 قابل

21. Moran's Spatial Correlation Test

22. برای مطالعه بیشتر درباره آزمون موران مراجعه شود به:

Lasage, J., Pace, K. (2013). Spatial econometric theory and techniques in MATLAB. Translated in Farsi by: Jalaie, E, A., Jamshidnezhad, A., & Taleghani, F. 2013, Noure Elm Press. First Edition. (in persian)

قبول بوده و از لحاظ آماری، معنی دار می‌باشد. اکنون بعد از تأیید وجود همبستگی فضایی در جملات اخلاص متغیرهای مدل، می‌توانیم مدل فوق را با استفاده از روش داده‌های تابلویی خودرگرسیون فضایی (SAR Panel) برآورد کنیم. همانند مدل‌های داده‌های تابلویی معمولی، به منظور برآورد بهتر این مدل‌ها، باید نوع برآورد اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی با استفاده از آزمون هاسمن، انتخاب گردد (Elhorst, 2014: 213). بر همین اساس، در اینجا ابتدا آزمون هاسمن فضایی برای این منظور انجام می‌گیرد. جدول (3) در زیر نتیجه این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول 3. آزمون فضایی هاسمن برای انتخاب روش مناسب برآورد

نتیجه	سطح احتمال	مقدار	آماره آزمون
انتخاب روش اثرات ثابت	0/000	812/755	

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که ملاحظه می‌شود، سطح احتمال ایجاد شده برای میزان آماره آزمون مورد محاسبه، معادل  $(prob=0/000 < 0/025)$  می‌باشد که این به معنی رد فرضیه صفر بوده و تأیید روش اثرات ثابت فضایی برای برآورد مدل (2) است. اکنون جدول (4) نتایج این برآورد با استفاده از روش تأیید شده فوق را نشان می‌دهد.

جدول 4. برآورد مدل فضایی با استفاده از روش اثرات ثابت

متغیر	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال
توان بازاری استان	-0/174	-3/509	0/0004
بازدهی در سطح مقیاس	-0/041	-1/653	0/098
متوسط دستمزد پرداختی	0/047	5/030	0/000
قیمت هر متر مربع زمین	-0/023	-2/025	0/043
هزینه حمل و نقل	0/038	2/104	0/035
مخارج بودجه‌ای دولت	0/007	0/719	0/472
ضریب شدت وابستگی فضایی (H)	0/463	5/826	0/000
آماره حداکثر درست‌نمایی		آماره R <sup>2</sup>	0/82
740/938			

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج جدول فوق، همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب وابستگی فضایی برآورد شده در مدل فضایی (F)، از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و مقداری معادل  $0/463$  را به خود گرفته است. این معنی‌داری بدین مفهوم است که وابستگی فضایی بین استان‌ها، در شکل‌گیری میزان تمرکز فعالیت‌های صنعتی در هر یک از آن‌ها، بسیار قوی و تأثیرگذاری می‌باشد. به طوری که مقدار برآورد شده برای این ضریب، بیانگر این مهم است که اگر چنانچه میزان شاخص تمرکز فضایی در هر یک از استان‌های همسایه، برای مثال به میزان 10 درصد افزایش یابد، این افزایش موجب خواهد شد تا شاخص تمرکز فضایی در استان مورد نظر نیز به میزان  $4/6$  درصد افزایش یابد. این تأثیرپذیری استان‌ها در میزان تمرکز، بسیار قابل توجه می‌باشد و نشان می‌دهد شکل‌گیری ساختار فضایی از فعالیت‌های صنعتی در هر استان، تا چه میزان تحت تأثیر ساختار فضایی استان‌های دیگر، به ویژه استان‌های همسایه است. بر همین اساس، این شدت از وابستگی فضایی در بین استان‌ها، به طور قطع، ساختار فضایی کل صنعت در کشور را به طور معنی‌دار و قابل توجهی، تحت تأثیر قرار می‌دهد.

همچنین براساس نتایج حاصل از جدول (4)، ضریب برآورد شده برای متغیر توان بازاری استان، معادل  $(-0/173)$  می‌باشد که با آماره  $t$  به میزان  $(-3/509)$  و سطح احتمال  $(0/0004)$ ، به مفهوم معنی‌دار بودن اثر این عامل، بر روی میزان تمرکز صنعت در بین استان‌های مختلف می‌باشد. از آنجا که مقادیر بالاتر برای شاخص EG در یک استان، بیانگر تمرکز پائین فعالیت‌های صنعتی در آن استان بوده و برعکس. بر همین اساس، علامت منفی برای ضریب متغیر توان بازاری، به معنی ارتباط مثبت این عامل با میزان تمرکز فضایی صنعت در هر یک از استان‌های کشور می‌باشد. چرا که مقادیر کمتر شاخص تمرکز فضایی در یک استان، بیانگر وجود صنایع بیشتر و متنوع‌تر در آن استان است. بنابراین براساس نتایج برآورد جدول، با بیشتر شدن توان بازاری یک استان، میزان شاخص تمرکز در آن استان کاهش یافته و این به معنی صنعتی‌تر شدن استان فوق می‌باشد. توان بازاری استان در واقع، شاخصی از دسترسی به بازار در آن استان است و ارتباط مثبت و معنی‌دار آن با تمرکز بیشتر صنایع در استان مذکور، تأییدکننده مبانی نظری مطرح در اقتصاد فضا و جغرافیای اقتصادی است. همین‌طور عامل بازدهی در سطح مقیاس با ضریب برآوردی معادل  $(-0/041)$  و آماره  $t$   $(-1/653)$  توانسته است در سطح معنی‌داری (10 درصد) از لحاظ آماری، تمرکز صنعت و ساختار فضایی آن را در بین استان‌های ایران، به طور مثبت (همانند عامل توان

بازاری) تحت تأثیر قرار بدهد. به طوری که این نحوه تأثیر گذاری برای عامل مذکور نیز متناسب با مباحث نظری مطرح در حوزه اقتصاد فضا است. از سوی دیگر، عامل دستمزد پرداختی توانسته است با میزان ضریب برآوردی (0/0469) و آماره  $t$  (4/030)، به طور معنی داری ساختار فضایی صنعت را در بین استان‌های مختلف تحت تأثیر قرار دهد. علامت مثبت ضریب، بدین معنی است که با افزایش متوسط دستمزد پرداختی در هر یک از استان‌ها، میزان شاخص تمرکز فضایی در آن استان‌ها افزایش داشته است. که این به معنی خروج صنایع از آن استان‌ها و تنوع کمتر فعالیت‌های صنعتی در آن‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر، افزایش متوسط دستمزد پرداختی در استان‌ها، به طور معنی دار با کاهش فعالیت‌های صنعتی آن‌ها همراه است.

اما عامل دیگری که در جدول (4) تأثیر معنی داری بر روی میزان شاخص تمرکز فضایی دارد، قیمت هر متر مربع واحد مسکونی در استان است. ضریب برآورد شده برای این عامل، (-0/023) بوده که با آماره  $t$  به مقدار (-2/025) همراه می‌باشد. ضریب منفی این عامل، بیانگر جهت مثبت تأثیر گذاری مذکور است. به طوری که افزایش قیمت هر متر زمین در استان، با کاهش میزان شاخص تمرکز فضایی در آن استان که این به معنی بیشتر شدن فعالیت‌های صنعتی و متنوع تر شدن آن‌ها در استان فوق می‌باشد، همراه است. وجود این رابطه مثبت، کاملاً با واقعیت اقتصاد ایران مطابقت دارد. استان‌هایی که صنعتی تر می‌باشند، قیمت زمین در آن‌ها در سطح بالاتری قرار دارد. چگونگی رخ دادن این اتفاق نیز در نهایت، به برآیند نیروهای مرکز گرا و گریز از مرکز مرتبط می‌شود که در ارتباط با عامل افزایش قیمت زمین، در استان‌ها ایجاد می‌شوند. بالا بودن قیمت هر متر مربع زمین در یک استان، معلول بالا بودن تقاضا برای زمین و مسکن در آن استان است. به طوری که خود تقاضای بالای زمین و مسکن، نتیجه اندازه شهری استان و میزان جمعیت بالای آن می‌باشد که این به معنای توان بازاری بزرگ تر برای آن استان است. اما از آنجا که توان بازار بزرگ تر، می‌تواند یک نیروی مرکز گرای قوی در داخل هر استان ایجاد کند. بر همین اساس این اثر در شکل گیری ساختار فضایی متعادل تر فعالیت‌های صنعتی یک اقتصاد، به طور چشمگیری مؤثر خواهد بود. بنابراین افزایش قیمت زمین در بین استان‌ها، با کاهش میزان شاخص تمرکز فضایی صنعت در بین آن‌ها همراه است.

عامل مورد بررسی بعدی در جدول، متغیر هزینه حمل و نقل در استان می‌باشد. به طوری که میانگین کرایه حمل کالا در هر سفر بر حسب استان مبدأ، به عنوان شاخصی برای اندازه گیری میزان

هزینه‌های حمل و نقل مورد استفاده قرار گرفته است. ضریب برآورد شده برای این عامل، مقدار (0/038) است که با آماره  $t(2/105)$  و سطح احتمال (0/035) همراه است. آماره فوق نشان می‌دهد که عامل هزینه حمل و نقل نیز توانسته است تأثیر معنی داری بر روی ساختار فضایی حاکم بر فعالیت‌های صنعتی داشته باشد. از طرف دیگر، ضریب مثبت آن بیانگر این نتیجه می‌باشد که کاهش هزینه‌های حمل و نقل، به‌طور متوسط در بین استان‌های مختلف، موجب کاهش میزان شاخص تمرکز فضایی نیز به‌طور متوسط در بین استان‌ها شده و این به معنی افزایش فعالیت‌های صنعتی و تنوع این فعالیت‌ها در آن‌ها است. بنابراین کاهش هزینه‌های حمل و نقل، با کاهش نابرابری فضایی در توزیع فعالیت‌های صنعتی در کل اقتصاد همراه می‌باشد. این نتیجه در واقع، با مدل هلپمن (1998) درباره نحوه ارتباط میزان هزینه‌های حمل و نقل و توزیع فضایی صنعت، مطابقت دارد.<sup>23</sup> در نهایت آخرین عامل مورد بررسی در جدول (4)، متغیر مخارج بودجه‌ای دولت در هر یک از استان‌ها است. به‌طوری که این عامل برگرفته از مدل فضایی بالدوین (2003) در بررسی مخارج سوبسیدی دولت در مناطق مختلف جغرافیایی و اثر آن بر روی توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی می‌باشد. ضریب برآورد شده برای متغیر مخارج بودجه‌ای دولت در استان‌ها، (0/007) است که دارای آماره  $t$  به میزان (0/719) و احتمال (0/472) می‌باشد. این بدین معنی است که با افزایش میزان بودجه دولت به‌طور متوسط در بین استان‌ها، میزان شاخص تمرکز فضایی نیز به‌طور متوسط در بین استان‌ها افزایش یافته و توزیع فضایی فعالیت‌ها نیز در اقتصاد ایران نابرابر تر شده است. هرچند این اثرگذاری عامل مذکور، از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. اما جهت اثرگذاری آن، کاملاً با نتایج مدل فضایی بالدوین سازگاری دارد. ضریب مثبت برآورد شده برای این متغیر، نشان می‌دهد که با افزایش میزان بودجه به‌طور متوسط در بین استان‌های مختلف، استان‌هایی که دارای اندازه بازاری بزرگ‌تر و سهم بودجه‌ای بالاتری در مقایسه با استان‌های دیگر هستند، توانسته‌اند نسبت بیشتری از فعالیت‌های صنعتی را به درون خود جذب کنند و از این طریق، نابرابری فضایی در صنعت ایران گسترش بیشتری یافته است. در حقیقت، این نتیجه تأییدکننده

23. برای آشنایی با مدل تئوریک هلپمن مراجعه شود به:

Helpman, E. (1998). The size of regions. In topics in public economics: Theoretical and applied analysis, (ed. D. Pines, E. Sadka, and Y. Zilcha), pp. 33-54

پدیده اثر اندازه سوبسیدی منطقه داخلی بالدوین می‌باشد.

اما همانطور که در بخش قبل اشاره شد، توانایی روش اقتصادسنجی فضایی در برآورد مدل فضایی (2)، علاوه بر اینکه شامل تخمین ضرایب هر یک از عوامل توضیحی مدل است. همچنین می‌تواند ماتریس وابستگی فضایی استان‌ها را نیز برای هر یک از متغیرهای توضیحی محاسبه کند. این ماتریس در واقع، بیانگر شبکه گسترده‌ای از وابستگی‌های هر یک از استان‌ها به یکدیگر، در تأثیرپذیری از تغییرات هر یک از متغیرهای توضیحی مدل (2) می‌باشد. ماتریس  $V_{n \times n} = (I_n - \rho W)^{-1}$ ، به‌عنوان ماتریس وابستگی فضایی نامگذاری شد. به‌طوری که در آیه روی سطر  $i$ ام و ستون  $j$ ام این ماتریس، نشان می‌دهد که تغییر یک واحد از متغیر توضیحی  $i$ ام در استان  $i$ ، چه میزان تأثیر در میزان تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در استان  $j$  دارد. به‌عبارت‌دیگر این در آیه نشان می‌دهد که تأثیرپذیری ساختار فضایی صنعت در استان  $i$ ام، از تغییرات ایجاد شده در استان  $j$ ام، بر حسب میزان متغیر توضیحی  $i$ ام چقدر می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت، مجموع عناصر موجود در ستون  $i$ ام ماتریس مذکور برای متغیر توضیحی  $i$ ام، بیانگر توانایی اثرگذاری آن استان، بر اساس متغیر مذکور، بر روی ساختار فضایی استان‌های دیگر است. این توانایی در واقع، پتانسیل استان مذکور در شکل‌دهی و گسترش فعالیت‌های صنعتی مختلف، در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. از طرف دیگر، به‌طور مشابه، می‌توان گفت که مجموع عناصر موجود در سطر  $j$ ام ماتریس وابستگی برای متغیر توضیحی  $j$ ام، نشان‌دهنده متوسط تأثیرپذیری ساختار فضایی صنعت استان  $j$ ، از تغییرات ایجاد شده در سایر استان‌ها می‌باشد. در واقع این معیار، توانایی جذب تغییرات ایجاد شده در اقتصاد را برای استان مورد بررسی نشان می‌دهد. تشخیص توانایی اثرگذاری و توانایی جذب تغییرات، برای هر یک از استان‌ها در مقابل تغییرات متغیرهای توضیحی مختلف، می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های عمومی و صنعتی دولت، بسیار مفید باشد. به‌طوری که با این شناسایی می‌توان، منابع و سرمایه‌گذاری‌های مختلف را به سمتی رهنمون ساخت که براساس آن، حداکثر ظرفیت استفاده از منابع فوق جهت گسترش فعالیت‌های صنعتی مختلف، بتواند اتفاق بیافتد و از سوی دیگر، ساختار فضایی کارا در بین استان‌های ایران ایجاد شود.

جدول 5. توانایی اثرگذاری و توانایی جذب تغییرات متغیرها، در هر یک از استان‌ها

مخارج بودجه دولت	هزینه حمل و نقل	قیمت زمین	دستمزد پرداختی	بازدهی سطح مقیاس	توان بازاری	استان / متغیر
0/0204	0/123	0/077	0/132	0/126	0/437	آذربایجان شرقی
0/0201	0/119	0/075	0/127	0/122	0/422	آذربایجان غربی
0/0203	0/123	0/077	0/132	0/126	0/435	اردبیل
0/0214	0/129	0/081	0/139	0/132	0/459	اصفهان
0/0202	0/123	0/077	0/132	0/126	0/437	ایلام
0/0199	0/119	0/075	0/127	0/122	0/423	بوشهر
0/0211	0/134	0/082	0/143	0/137	0/469	تهران
0/0208	0/126	0/079	0/135	0/129	0/448	چهارمحال بختیاری
0/0211	0/115	0/073	0/125	0/119	0/413	خراسان
0/0202	0/121	0/076	0/130	0/124	0/430	خوزستان
0/0209	0/127	0/080	0/137	0/130	0/454	زنجان
0/0204	0/125	0/078	0/134	0/128	0/443	سمنان
0/0181	0/116	0/073	0/122	0/119	0/407	سیستان و بلوچستان
0/0206	0/123	0/077	0/131	0/126	0/436	فارس
0/0214	0/133	0/082	0/141	0/135	0/466	قزوین
0/0213	0/132	0/081	0/140	0/135	0/474	قم
0/0211	0/130	0/081	0/139	0/133	0/459	کردستان
0/0201	0/119	0/074	0/128	0/122	0/424	کرمان
0/021	0/130	0/081	0/138	0/133	0/459	کرمانشاه
0/0205	0/121	0/076	0/130	0/124	0/429	کهگیلویه و بویر احمد
0/0208	0/124	0/077	0/133	0/127	0/439	گلستان
0/0208	0/127	0/079	0/136	0/129	0/449	گیلان
0/0205	0/128	0/080	0/136	0/130	0/453	لرستان
0/0212	0/127	0/080	0/137	0/130	0/451	مازندران
0/0217	0/131	0/084	0/141	0/134	0/465	مرکزی
0/0184	0/117	0/071	0/125	0/117	0/412	هرمزگان
0/0211	0/132	0/082	0/141	0/135	0/468	همدان
0/0204	0/123	0/077	0/133	0/126	0/438	یزد

منبع: محاسبات تحقیق



جدول (5)، متوسط توانایی اثرگذاری و متوسط توانایی جذب هر یک از استان‌ها را برای پنج متغیر توضیحی موجود در مدل اقتصادسنجی فضایی (2) نشان می‌دهد. براساس نتایج جدول، به‌طور کلی استان‌های تهران، قم، قزوین و مرکزی، استان‌هایی هستند که با وقوع تغییر در عوامل توضیحی مدل فضایی در آن‌ها، به‌طور متوسط دارای بیشترین ضریب توانایی اثرگذاری و جذب تغییرات ایجاد شده می‌باشند. به‌عبارت‌دیگر، با تغییر یک واحد در میزان عوامل توضیحی در این استان‌ها، بیشترین تغییر در ساختار فضایی استان‌های دیگر و در کل صنعت ایران، ایجاد می‌گردد. همچنین تغییر یک واحد از عوامل توضیحی مختلف در سایر استان‌ها، به‌طور متوسط بیشترین اثرگذاری را در ساختار فضایی چهار استان فوق دارد. به‌عبارت‌دیگر، به‌طور متوسط ظرفیت جذب این چهار استان، در مقابل تغییرات ایجاد شده در استان‌ها دیگر، در بالاترین سطح نسبت به سایر استان‌ها قرار دارد. در نهایت اینکه، استان‌های سیستان و بلوچستان و هرمزگان نیز استان‌هایی هستند که به‌طور متوسط، پایین‌ترین ضریب توانایی اثرگذاری و ظرفیت جذب تغییرات ایجاد شده را شامل می‌شوند.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعه حاضر به بررسی ساختار فضایی صنعت در اقتصاد ایران و تحلیل چگونگی شکل‌گیری این ساختار در دوره زمانی 92-1376 پرداخته است. نتایج اندازه‌گیری میزان شاخص تمرکز فضایی، نشان داد که نحوه توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی، در بین استان‌های ایران به‌شدت نابرابر می‌باشد. تحلیل نتایج برآورد مدل بیان می‌کند که عوامل توان بازاری، بازدهی در سطح مقیاس، کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل و افزایش قیمت زمین به‌عنوان نیروهای مرکز‌گرا در داخل هر استان عمل کرده و بیشتر در جهت متعادل‌تر کردن توزیع فضایی فعالیت‌ها قرار دارند. ولی در مقابل، عوامل متوسط دستمزد پرداختی و مخارج بودجه‌ای دولت به‌عنوان نیروهای گریز از مرکز در استان عمل می‌کنند و موجب نابرابرتر شدن توزیع می‌شوند. اما براساس نتایج برآورد ضرایب، نیروهای مرکز‌گرا دارای اثر غالب در مدل فضایی می‌باشند و وجود این نیروی غالب، موجب شده است تا جهت انتشار منافع حاصل از گسترش صنعت در اقتصاد ایران، از سوی مناطق محدود مرکزی به سمت مناطق پیرامونی باشد. بنابراین وجود ساختار فضایی به‌شدت نابرابر در صنعت

ایران، می‌تواند با تقویت عوامل مذکور در استان‌های مختلف، تعدیل شده و به سمت یک توزیع متعادل‌تر فعالیت‌ها حرکت کند. در همین جهت، بهبود توان بازاری در یک استان می‌تواند از طریق کاهش فاصله اقتصادی که مهم‌ترین مؤلفه آن کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل در بین استان‌ها است، امکان‌پذیر باشد. بهبود بازدهی در سطح مقیاس و تبدیل آن به بازدهی فزاینده با توجه به ورودی و خروجی‌های مدل DEA که در بخش قبل اشاره شد، با افزایش تعداد شاغلان بخش صنعت و همین‌طور ایجاد واحدهای تولیدی کوچک و متوسط در صنعت استان‌ها می‌تواند اتفاق بیفتد.

اما در سوی دیگر، عوامل دستمزد پرداختی و مخارج بودجه‌ای دولت در استان‌ها، دارای اثرات گریز از مرکز غالبی در داخل استان‌های پیرامونی هستند. به‌طوری‌که این عوامل، بر شدت نابرابری ساختار فضایی صنعت در کشور افزوده است. بنابراین به‌منظور کاهش شدت نابرابری فوق، می‌توان عوامل مذکور را به‌گونه‌ای تعدیل کرد که اثرات این متغیرها در جهت متعادل‌تر کردن توزیع فضایی فعالیت‌ها باشد. برای این منظور به‌عنوان مثال، نیروی گریز از مرکز حاصل از عامل دستمزد پرداختی در استان، باید تضعیف شود. به‌عبارت‌دیگر، افزایش هزینه تولید بنگاه به دنبال بالا رفتن متوسط دستمزد پرداختی در یک استان، یکی از نیروهای گریز از مرکز ناشی از عامل فوق می‌باشد که باید این هزینه به‌واسطه سیاست‌های عمومی دولت در استان‌های پیرامونی و از طریق سوبسیدهای ویژه به واحدهای تولیدی تعدیل بشود. درباره مخارج بودجه‌ای دولت نیز باید گفت با افزایش میزان بودجه دولت در بین کلیه استان‌ها، نابرابری فضایی فعالیت‌های صنعتی نیز افزایش یافته است و این به دلیل اثر اندازه بازاری منطقه بزرگ‌تر بالدوین می‌باشد. به‌منظور کاهش این اثر و دستیابی به توزیع فضایی متعادل‌تر صنعت، باید شکاف بودجه دولت در بین استان‌های مرکزی و پیرامونی کاهش یابد. براساس نتایج جدول مربوط به ماتریس وابستگی (5)، استان‌های مرکزی، اصفهان و قزوین به‌عنوان استان‌هایی هستند که بیشترین توانایی در انتشار اثرات ناشی از تغییرات میزان بودجه دولت را در استان‌های دیگر دارند. به‌عبارت‌دیگر، افزایش بودجه در این استان‌ها، بیشترین منافع را در جهت متنوع‌تر شدن فعالیت‌های صنعتی در استان‌های دیگر و بنابراین متعادل‌تر شدن توزیع صنعت در اقتصاد ایران خواهد داشت.

## References

- [1] Acs, Z. J., & Armington, C. (2006). Entrepreneurship, geography, and

- American economic growth. Cambridge University Press
- [2] Akbari, N., Shokoufeh, F., & Somayyeh, J. (2011). Spatial analysis of impact of government fiscal policies on income inequality in Iran, with Geographic Weighted Regression (GWR). *Journal of Quantitative Economics (Former economic survey)*, 8 (3), 1-25, (in persian).
- [3] Baldwin, R., Forslid, R., Martin, P., Ottaviano, G., & Robert-Nicoud, F. (2003). *Economic Geography and Public Policy*. Princeton University Press
- [4] Baldwin, R. E., & Krugman, P. (2004). Agglomeration, integration and tax harmonisation. *European Economic Review*, 48(1), 1-23
- [5] Bazzazan, F., Banouei, A., & Karami, M. (2009). Analysis of feedback and spillover impacts, By Two-Region input- output pattern (case study of Tehran and National economy). *Journal of Iranian economic researches*, 13(39), 29-52, (in persian)
- [6] Beaudry, P., Green, D. A., & Sand, B. M. (2014). Spatial equilibrium with unemployment and wage bargaining: Theory and estimation. *Journal of Urban Economics*, 79, 2-19
- [7] Combes, P. P., Mayer, T., & Thisse, J. F. (2008). *Economic geography: The integration of regions and nations*. Princeton University Press
- [8] Combes, P. P., Duranton, G., & Gobillon, L. (2008). Spatial wage disparities: Sorting matters!. *Journal of Urban Economics*, 63(2), 723-742
- [9] Dadashpour, H., Fathjalali, A. (2013). Analysis on regional specializing patterns and spatial concentration of industries in Iran. *Journal of Regional Planning*, 3 (11) pp. 1-18, (in persian).
- [10] Drucker, J., & Feser, E. (2012). Regional industrial structure and agglomeration economies: An analysis of productivity in three manufacturing industries. *Regional Science and Urban Economics*, 42(1), 1-14
- [11] Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels* (pp. 20-25). Heidelberg: Springer
- [12] Ellison, G., & Glaeser, E. L. (1997). Geographic concentration in US manufacturing industries: a dartboard approach (No. w4840). National Bureau of economic research.
- [13] Ellison, G., Glaeser, E. L., & Kerr, W. R. (2010). What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns. *The American Economic Review*, 100(3), 1195-1213.
- [14] Figueiredo, O., Guimaraes, P., & Woodward, D. (2014). Firmworker matching in industrial clusters. *Journal of Economic Geography*, 14(1), 1-19
- [15] Fujita, M., & Thisse, J. F. (2009). New economic geography: an appraisal on the occasion of Paul Krugman's 2008 Nobel Prize in Economic Sciences. *Regional Science and Urban Economics*, 39(2), 109-119
- [16] Fujita, M., Krugman, P. R., & Venables, A. (1999). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. MIT press
- [17] Head, K., & Mayer, T. (2004). Market potential and the location of Japanese investment in the European Union. *Review of Economics and Statistics*, 86(4), 959-972

- [18] Helpman, E. (1998). The size of regions. *Topics in public economics: Theoretical and applied analysis*, 33-54
- [19] Kalantari, K.h. (2012). *Quantitative models in planning (Regional, Urban and Rural)*. Farhang Saba Press, Tehran, (in persian)
- [20] Kanbur, R and Venables, A.J. (2005). *Spatial Inequality and Development*. United Nations University World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER). By Oxford University Press Inc. 2005
- [21] Krugman, P. R. (1979). Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of international Economics*, 9(4), 469-479
- [22] Krugman, P., (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *The Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499
- [23] Krugman, P., & Venables, A. (1993). Integration, specialization, and the adjustment (No. w4559). National Bureau of Economic Research
- [24] Lasage, J., Pace, K. (2013). *Introduction to spatial econometrics*. Translated in Farsi by: Jalaie, E, A., Jamshidnezhad, A. 2013, Noure Elm Press. First Edition. (in persian)
- [25] Lasage, J., Pace, K. (2013). *Spatial econometric theory and techniques in MATLAB*. Translated in Farsi by: Jalaie, E, A., Jamshidnezhad, A., & Taleghani, F. 2013, Noure Elm Press. First Edition. (in persian)
- [26] Lu, J., & Tao, Z. (2009). Trends and determinants of China's industrial agglomeration. *Journal of urban economics*, 65(2), 167-180
- [27] Mehregan, N., Teymourei, Y. (2013). *Industrial location with spatial economics approach*. Bu-Ali Sina University Press, First Edition, 2013. (in persian)
- [28] Mehregan, N., Teymourei, Y. (2012). Evaluating provincial geographic concentration of industry and effective factors on it in Iran. *Journal of Geography and Regional urban planning*, 5, pp. 105- 120. (in persian)
- [29] Mehregan, M. (2008). *quantitative models for evaluating the performance of organizations- DEA*. Published by: Management Department of University of Tehran. Second Edition, 2008. (in persian)
- [30] Sanches, G. R. (2012). *Essays on urban and spatial economics*. A thesis submitted to the Department of Geography of the London School of Economics for the degree of Doctor of Philosophy. London. March 2012.
- [31] Santos, G. F., Haddad, E. A., & Hewings, G. J. (2013). Energy policy and regional inequalities in the Brazilian economy. *Energy Economics*, 36, 241-255
- [32] Statistical Center of Iran. (2017). *Annual Review (2017)*.
- [33] Takahashi, T. (2004). Spatial competition of governments in the investment on public facilities. *Regional Science and Urban Economics*, 34(4), 455-488