

## تحلیل ساختار فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران

نادر مهرگان<sup>۱</sup>

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

یونس تیموری<sup>۲</sup>

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

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۶

### 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. به‌منظور پاسخ به این سوالات، ابتدا از شاخص تمکر کالیسون و گلیسر برای ارزیابی ساختار فضایی صنعت در بین استان‌های ایران در دوره ۹۶-۱۳۷۶ 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 ۰/۰۵۲، ۰/۰۴۴ و ۰/۰۶۳، 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 ۰/۰۵۵، ۰/۰۲۴ و ۰/۰۳۱ 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 حمل و نقل هر یک به عنوان عوامل در نظر گرفته شده در مدل فضایی به میزان ۰/۱۷۴،

۱- mehregannader@yahoo.com

۲- yteimori@gmail.com

DOI: 10.22067/erd.v24i14.64942

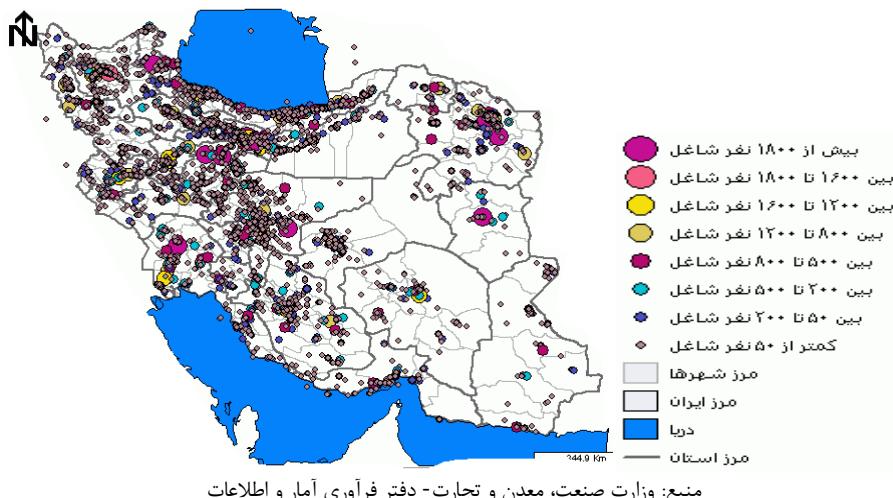
0/023 و 0/038 برآورد شده است. اما در مقابل، ضرایب متغیرهای متوسط دستمزد پرداختی و مخارج بودجه‌ای دولت، با علامت مثبت برآورده است. میزان برآورد شده برای ضریب شدت وابستگی استان‌ها در مدل فضایی (0/430)، نشان می‌دهد که نیروهای مرکزگرای موجود در داخل استان‌ها، غالب بر نیروهای گریز از مرکز بوده است. همچنین نتایج حاصل از شناسایی شکه وابستگی فضایی بین استان‌ها، نشان می‌دهد به طور 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 به طور 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:** C21، C23، I32

#### 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). به طوری 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 مسئلی که در اقتصاد فضا مطرح می‌باشد و به طور مستقیم به ساختار فضایی فعالیت‌های اقتصادی مرتبط بوده و درنتیجه از این کanal به رشد و توسعه صنعت و اقتصاد به طور کلی می‌پردازند، از اهمیت فراوانی در فرآیند سیاست‌گذاری عمومی در این زمینه برخوردار می‌باشند (Acs & Armington, 2006: 203). مسئلی که در این پژوهش به طور مفصل برای اقتصاد ایران مورد تحلیل قرار خواهد گرفت و بر همین اساس در بخش بعدی، به مبانی تئوریکی آن‌ها پرداخته خواهد شد.

شکل ۱- توزیع جغرافیایی فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران



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 وجود وابستگی فضایی بین استان‌های کشور که می‌توانند به طور 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 رهمنون 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 درنتیجه 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 فضای جغرافیای اقتصادی به تصمیم‌گیری بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی برای تعیین مکان فعالیت خود، مربوط می‌باشد. فرض اساسی این است که تولیدکنندگان به عنوان 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 به عنوان حداکثر کارایی تعریف کرده و بر اساس آن بنا نهاده شده‌اند. نظریه‌های حداقل هزینه برای دوره زمانی طولانی (1820-1950) مورد توجه تئوری پردازان مکان‌یابی صنعتی قرار داشت. به طوری که در این دوره مدل‌های فراوانی توسط دانشمندان مختلف ارائه شده است که هریک از آن‌ها بدون توجه به اهمیت عوامل مؤثر دیگر، به عامل هزینه حمل و نقل توجه ویژه‌ای دارند.

اما در مقابل، دوره دوم تئوری‌های مکان‌یابی با مورد توجه قرار دادن، به ویژه عامل تقاضا در کنار هزینه‌های حمل و نقل شروع شده و این حوزه از جغرافیای اقتصادی را توسعه داده است (Kalantari, 2012: 65). در واقع این دوره مصادف با سال‌های 1950-1980 می‌باشد که با پیشگامی آگوست لوش<sup>2</sup>، نظریه پرداز آلمانی در سال 1954 آغاز گردید. اما در نهایت، 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 تولید کننده 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 تولید کنندگان با یکدیگر، ارتباط تولید کنندگان و مصرف کنندگان، 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 تولید کننده، دو پارامتر مهم فضایی یعنی اندازه بازاری منطقه<sup>7</sup> و هزینه‌های مبادله<sup>8</sup> را وارد مدل دیکریت- استیگلیتز<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

<sup>9</sup>. برای مطالعه درباره مدل رقابت احصاری دیکریت- استیگلیتز، 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 رانیز 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، درنتیجه 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 سویسیدی منطقه داخلی (HSE)<sup>11</sup> نام‌گذاری می‌کند (Baldwin et al., 2003: 429). به عبارت دیگر، با بیشتر شدن سهم مخارج دولتی یک منطقه در اقتصاد، سهم فعالیت‌های صنعتی آن منطقه بیشتر از سهم مخارجش افزایش می‌یابد. به‌طوری که 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 حمل و نقل، مخارج دولت که در این بخش ذکر شدند، بر روی شکل گیری 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 بر عکس، 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 1379-1385 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 حمل و نقل 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

---

Baldwin, R., Forslid, R., Martin, P., Ottaviano, G., & Robert-Nicoud, F. (2003). Economic Geography and Public Policy. Princeton University Press.

انسانی در مقایسه با سایر عوامل، بیشترین قدرت توضیح دهنده‌گی 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 عمده‌تاً 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 «ساختمار صنعتی منطقه‌ای و صرفه‌های ناشی از انباشتگی: تحلیلی از بهره‌وری در سه صنعت تولید کارخانه‌ای» به این موضوع پرداخته‌اند که آیا ساختمار 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

متناووت 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 تعریف‌های جدید بخش نیرو و ویژگی‌های فضایی 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 به عنوان 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 بیینند. 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 و اکنش نشان می‌دهد که این با تئوری‌های موجود سازگاری دارد (Beaudry et al., 2014).

### روش پژوهش

13. Interregional Computable General Equilibrium Model

هدف اصلی این پژوهش تحلیل فضایی ساختار صنعت در بین استان‌های ایران می‌باشد. به طوری که به‌منظور 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. به‌طوری 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.

مبانی 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 سریزهای 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 برابر می‌گیرند. الیسون و گلیسر متغیر<sup>2</sup>  $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = G$  را به عنوان معیار اصلی برای محاسبه تمرکز فضایی پیشنهاد می‌کنند. به‌طوری که در آن  $\bar{x}$  سهم صنعت در ارزش افزوده منطقه (که در اینجا استان) مورد بررسی و  $x_i$  سهم صنعت در ارزش افزوده کل صنایع (ارزش افزوده کشور) می‌باشد. بنابراین  $\bar{x}$  و  $x_i$  نشان‌دهنده مزیت‌های طبیعی و سریزهای 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., 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)

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

به طوری که مقدار پارامتر این شاخص  $1 \leq \delta \leq 1 - \text{می‌باشد}$  و مقادیر جری بزرگ‌تر آن نشانده‌ند پراکندگی و یا عدم تمرکز فعالیت‌های تولیدی است. همچنین مقادیر کوچکتر برای آن بیانگر تمرکز فضایی در صنعت است که در آن مقادیر  $0.02 \leq \delta \leq 0$  تمرکز فضایی بالا و شدید در استان و مقادیر  $0.05 \leq \delta \leq 0.02$  تمرکز فضایی متوسط و  $\delta \geq 0.05$  نشانده‌ند 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 1376-92 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 تئوریکی 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 دیناتی 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 سوالات 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 بدبان خواهد داشت. بر همین اساس، در اینجا برای برآورد اثرات عوامل مؤثر بر ساختار فضایی صنعت و به منظور شناسایی شبکه گستردۀ 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 تقسیک 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.

$$\text{EG}_{it} = \rho \sum_{j=1}^{28} W_{ij} \text{EG}_{jt} + \sum_{r=1}^6 \beta_r X_{itr} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن  $\text{EG}_{it}$  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  $X_{itr}$  به عنوان ماتریس متغیرهای توضیحی می‌باشد. به طوری که این متغیرها عبارت از توان بازاری استان، بازدهی در سطح مقیاس، هزینه‌های حمل و نقل، 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. به طوری که 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 به منظور 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  $MP$  به عنوان یک شاخص فضایی برای اندازه‌گیری توان بازاری مناطق مطرح می‌باشد (Head & Mayer, 2004: 963).

به طوری که در آن، تقاضای بالقوه وزنده‌ی شده سایر مناطق از محصولات مورد نظر، به عنوان 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 نرم‌افزار DEAP استفاده می‌شود. تحلیل پوششی داده‌ها به عنوان 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، به عنوان ورودی و خروجی‌های مدل می‌باشد. زیرا متغیرهای فوق را به گونه‌ای برای مقایسه بکار می‌گیرد که در آن هر متغیر، تنها با متغیر هم‌جننس خود در تمام واحدهای مورد بررسی (که در اینجا استان‌های کشور می‌باشند) مقایسه می‌شود (Mehregan, 2008: 89). به طوری که 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 مطالعه ۹۲-۱۳۷۶ در هر یک از استان‌های کشور کمی شده‌اند.

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

$$\frac{\partial EG_i}{\partial X_{jr}} = \beta_r \quad \text{و} \quad \frac{\partial EG_i}{\partial X_{ir}} = \beta_r^{20}$$

$$\frac{\partial EG_i}{\partial x_{ir}} = \beta_r v_{ii} \quad ; \quad \frac{\partial EG_i}{\partial x_{jr}} = \beta_r v_{ij} \quad (4)$$

که در آن  $v_{ii}$ ،  $v_{ij}$  عناصر روی قطر اصلی و  $v_{ij}$  و  $v_{ii}$  عناصر 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  $X_{jr}$  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 کار کرد 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 شکل گیری 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 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 داشته باشد مفید باشد و در کم تأثیرگذاری کاتال وابستگی استان‌ها بر روی شکل گیری ساختار فوق را ممکن سازد.

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

جدول (1) نتایج اندازه گیری 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 نشانده‌هند 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 ۰/۰۵ هستند. تنها تعداد محدودی از استان‌ها هستند که این شاخص در آن‌ها میزانی کمتر از ۰/۰۵ 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 ۰/۰۴۴، ۰/۰۵۱، ۰/۰۵۲ و ۰/۰۶۳ کمترین مقدار را برای شاخص تمرکز فضایی دارند. بنابراین این استان‌ها، صنعتی‌ترین استان‌ها در دوره مورد بررسی بوده و بیشترین فعالیت‌های صنعتی و درنتیجه 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 ۹۲-۱۳۷۶، 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، ۰/۵۵۰، ۰/۳۱۷ و ۰/۲۴۴ 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 ۸۵-۱۳۷۹، 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 ۰/۵۵۰ و پایین‌ترین آن، متعلق به استان آذربایجان شرقی با ارزش ۰/۰۴۴ 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**

استان / سال	1384	1383	1382	1381	1380	1379	1378	1377	1376	
آذربایجان شرقی	0/039	0/081	0/044	0/033	0/043	0/038	0/049	0/059	0/079	1
آذربایجان غربی	0/178	0/160	0/136	0/179	0/236	0/253	0/277	0/301	0/350	2
اردبیل	0/113	0/146	0/116	0/090	0/126	0/140	0/171	0/202	0/264	3
اصفهان	0/140	0/149	0/115	0/072	0/092	0/105	0/105	0/106	0/108	4
ایلام	0/281	0/274	0/250	0/196	0/198	0/159	0/183	0/207	0/255	5
بوشهر	0/371	0/378	0/444	0/354	0/318	0/441	0/476	0/501	0/561	6
تهران	0/071	0/080	0/072	0/054	0/080	0/056	0/054	0/053	0/049	7
چهارمحال پختگانی	0/097	0/130	0/133	0/130	0/148	0/141	0/137	0/133	0/125	8
خراسان	0/029	0/031	0/041	0/042	0/069	0/101	0/107	0/112	0/123	9
خوزستان	0/163	0/103	0/133	0/177	0/215	0/247	0/258	0/269	0/291	10
زنجان	0/107	0/100	0/121	0/102	0/136	0/103	0/110	0/117	0/133	11
سمنان	0/029	0/026	0/043	0/041	0/060	0/084	0/088	0/093	0/102	12
سیستان و بلوچستان	0/148	0/159	0/145	0/123	0/146	0/134	0/155	0/176	0/218	13
فارس	0/050	0/064	0/047	0/034	0/048	0/041	0/053	0/065	0/089	14
قزوین	0/041	0/049	0/044	0/033	0/060	0/045	0/048	0/051	0/057	15
قم	0/077	0/090	0/076	0/064	0/057	0/089	0/089	0/090	0/091	16
کردستان	0/131	0/167	0/138	0/123	0/147	0/139	0/184	0/229	0/319	17
کرمان	0/233	0/208	0/199	0/171	0/212	0/245	0/274	0/302	0/360	18
کرمانشاه	0/096	0/108	0/097	0/092	0/134	0/125	0/132	0/139	0/153	19
کهگیلویه و بویر احمد	0/182	0/209	0/138	0/250	0/225	0/262	0/316	0/370	0/478	20
گلستان	0/213	0/163	0/185	0/222	0/205	0/222	0/247	0/271	0/319	21
گیلان	0/072	0/082	0/066	0/063	0/072	0/076	0/080	0/083	0/090	22
لرستان	0/088	0/104	0/077	0/066	0/083	0/109	0/155	0/201	0/293	23
مازندران	0/073	0/064	0/064	0/073	0/105	0/105	0/126	0/147	0/189	24
مرکزی	0/029	0/047	0/057	0/055	0/073	0/060	0/066	0/071	0/082	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	بیزد	28
0/130	0/122	0/126	0/127	0/144	0/150	0/165	0/179	0/209	میانگین	

ادامه جدول 1

استان / سال	
آذربایجان شرقی	1
آذربایجان غربی	2
اردبیل	3
اصفهان	4
ایلام	5
بوشهر	6
تهران	7
چهارمحال بختیاری	8
خراسان	9
خوزستان	10
زنجان	11
سمنان	12
سیستان و بلوچستان	13
فارس	14
قزوین	15
قم	16
کردستان	17
کرمان	18
کرمانشاه	19
کهگیلویه و بویر احمد	20
گلستان	21
گیلان	22
لرستان	23
مازندران	24
مرکزی	25
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	بیزد	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 1376-92، 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 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 تبیین کننده 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	
وجود همبستگی فضایی	0/000	-2/449	-0/0344	آماره آزمون

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 0/034-0 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 اخلاق این 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	
انتخاب روش اثرات ثابت	0/000	812/755	آماره آزمون

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که ملاحظه می‌شود، سطح احتمال ایجاد شده برای میزان آماره آزمون مورد محاسبه، معادل ( $prob=0/025 < 0/025$ ) 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	ضریب	مقدار ضریب	آماره t	سطح احتمال
توان بازاری استان	-0/174	-0/174	-3/509	0/004
بازدهی در سطح مقیاس	-0/041	-0/041	-1/653	0/098
متوسط دستمزد پرداختی	0/047	0/047	5/030	0/000
قیمت هر متر مربع زمین	-0/023	-0/023	-2/025	0/043
هزینه حمل و نقل	0/038	0/038	2/104	0/035
خارج بودجه‌ای دولت	0/007	0/007	0/719	0/472
ضریب شدت وابستگی فضایی (ρ)	0/463	0/463	5/826	0/000
آماره حداقل درستنمایی			R <sup>2</sup>	0/82
		740/938		آماره

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج جدول فوق، همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب وابستگی فضایی برآورده شده در مدل فضایی (F)، از لحاظ آماری معنی دار بوده و مقداری معادل 0/463 را به خود گرفته است. این معنی داری بدین مفهوم است که وابستگی فضایی بین استان‌ها، در شکل گیری میزان تمرکز فعالیت‌های صنعتی در هر یک از آن‌ها، بسیار قوی و تأثیرگذاری می‌باشد. به‌طوری که مقدار برآورده 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 شکل گیری ساختار فضایی معنی از فعالیت‌های صنعتی در هر استان، تا چه میزان تحت تأثیر ساختار فضایی استان‌های دیگر، به‌ویژه استان‌های همسایه است. بر همین اساس، این شدت از وابستگی فضایی در بین استان‌ها، به‌طور قطع، ساختار فضایی کل صنعت در کشور را به‌طور معنی دار و قابل توجهی، تحت تأثیر قرار می‌دهد.

همچنین براساس نتایج حاصل از جدول (4)، ضریب برآورده شده برای متغیر توان بازاری استان، معادل 0/173 می‌باشد که با آماره t به میزان 3/509 (0/0004) و سطح احتمال، به مفهوم معنی دار 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 برآورده جدول، با بیشتر شدن توان بازاری یک استان، میزان شاخص تمرکز در آن استان کاهش یافته و این به معنی صنعتی تر شدن استان فوق می‌باشد. توان بازاری استان در واقع، شاخصی از دسترسی به بازار در آن استان است و ارتباط مثبت و معنی دار آن با تمرکز بیشتر صنایع در استان مذکور، تأیید کننده مبانی نظری مطرح در اقتصاد فضا و جغرافیای اقتصادی است. همین طور عامل بازدهی در سطح مقیاس با ضریب برآورده معادل 0/041 (t = 1/653) توائی است در سطح معنی داری (10 درصد) از لحاظ آماری، تمرکز صنعت و ساختار فضایی آن را در بین استان‌های ایران، به‌طور مثبت (همانند عامل توان

بازاری) تحت تأثیر قرار بدهد. به طوری که این نحوه تأثیرگذاری برای عامل مذکور نیز مناسب با مباحث نظری مطرح در حوزه اقتصاد فضا است. از سوی دیگر، عامل دستمزد پرداختی توانسته است با میزان ضریب برآورده (4/030) و آماره  $t(4/0469)$ ، 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  $t(-2/025)$  همراه می‌باشد. ضریب منفی این عامل، بیانگر جهت مثبت تأثیرگذاری 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 صنعتی‌تر می‌باشند، قیمت زمین در آن‌ها در سطح بالاتری قرار دارد. چگونگی رخداد این اتفاق نیز در نهایت، به برآیند نیروهای مرکزگرا 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، معلوم 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 بزرگ‌تر برای آن استان است. اما از آنجا که توان بازار بزرگ‌تر، می‌تواند یک نیروی مرکزگرای قوی در داخل هر استان ایجاد کند. بر همین اساس این اثر در شکل‌گیری 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 اندازه‌گیری میزان

هزینه‌های حمل و نقل مورد استفاده قرار گرفته است. ضریب برآورده براي اين 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 معنی‌داری 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، به طور متوسط در بین استان‌های مختلف، موجب کاهش میزان شاخص تمرکز فضایی نیز به طور 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. به طوری 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 برآورده براي 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 به طور متوسط در بین استان‌ها، میزان شاخص تمرکز فضایی نیز به طور متوسط در بین استان‌ها افزایش یافته و توزیع فضایی فعالیت‌ها نیز در اقتصاد ایران نابرابرتر شده است. هرچند این اثرگذاری عامل مذکور، از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. اما جهت اثرگذاری آن، کاملاً با نتایج مدل فضایی بالدوین سازگاری دارد. ضریب مثبت برآورده شده برای این متغیر، تسان می‌دهد که با افزایش میزان بودجه به طور 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 تأیید کننده

23. برای آشنایی با مدل تئوریکی 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 برآوردن مدل فضایی (۲)، 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 (۲) می‌باشد. ماتریس  $(I_n - \rho W)^{-1}$ ، به عنوان ماتریس وابستگی فضایی نامگذاری شد. به طوری که در آیه روی سطر  $\lambda$  و ستون  $\lambda$  این ماتریس، نشان می‌دهد که تغییر یک واحد از متغیر توضیحی  $\lambda$  در استان  $i$ ، چه میزان تأثیر در میزان تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در استان  $i$  دارد. به عبارت دیگر این در آیه نشان می‌دهد که تأثیرپذیری ساختار فضایی صنعت در استان  $\lambda$ ، از تغییرات ایجاد شده در استان  $\lambda$ ، بر حسب میزان متغیر توضیحی  $\lambda$  چقدر می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت، مجموع عناصر موجود در ستون  $\lambda$  ماتریس مذکور برای متغیر توضیحی  $\lambda$ ، بیانگر توانایی اثرگذاری آن استان، براساس 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، به طور مشابه، می‌توان گفت که مجموع عناصر موجود در سطر  $\lambda$  ماتریس وابستگی برای متغیر توضیحی  $\lambda$ ، نشان‌دهنده متوسط تأثیرپذیری ساختار فضایی صنعت استان  $\lambda$ ، 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. به طوری 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 اثرباری و توانایی جذب تغییرات متغیرها، در هر یک از استان‌ها

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

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۵)، متوسط توانایی اثرگذاری و متوسط توانایی جذب هر یک از استان‌ها را برای پنج متغیر توضیحی موجود در مدل اقتصادستنجی فضایی (۲) نشان می‌دهد. براساس نتایج جدول، به طور کلی استان‌های تهران، قم، قزوین و مرکزی، استان‌هایی هستند که با وقوع تغییر در عوامل توضیحی مدل فضایی در آن‌ها، به طور متوسط دارای بیشترین ضریب توانایی اثرگذاری و جذب تغییرات ایجاد شده می‌باشند. به عبارت دیگر، 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، به طور متوسط بیشترین اثرگذاری را در ساختار فضایی چهار استان فوق دارد. به عبارت دیگر، به طور 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 به طور 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 ۱۳۷۶-۹۲ پرداخته است. نتایج اندازه‌گیری میران شاخص تمرکز فضایی، نشان داد که نحوه توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی، در بین استان‌های ایران به شدت نابرابر می‌باشد. تحلیل نتایج برآورد مدل بیان می‌کند که عوامل توان بازاری، بازدهی در سطح مقیاس، کاهش هزینه‌های حمل و نقل و افزایش قیمت زمین به عنوان 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 به عنوان نیروهای گریز از مرکز در استان عمل می‌کنند و موجب نابرابر 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 به شدت 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 حمل و نقل در بین استان‌ها است، امکان‌پذیر باشد. بهبود بازدهی در سطح مقیاس و تبدیل آن به بازدهی فراینده 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 غالباً در داخل استان‌های پیرامونی هستند. به‌طوری‌که این عوامل، بر شدت نابرابری ساختار فضایی صنعت در کشور افروده است. بنابراین به‌منظور کاهش شدت نابرابری فوق، می‌توان عوامل مذکور را به گونه‌ای تعدیل کرد که اثرات این متغیرها در جهت متعادل‌تر کردن توزیع فضایی فعالیت‌ها باشد. برای این منظور به عنوان مثال، نیروی گریز از مرکز حاصل از عامل دستمزد پرداختی در استان، باید تضعیف شود. به عبارت دیگر، 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 سویسیدهای ویژه به واحدهای تولیدی تعدیل شود. دریاره 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 به عنوان استان‌هایی هستند که بیشترین توانایی در انتشار اثرات ناشی از تغییرات میزان بودجه دولت را در استان‌های دیگر دارند. به عبارت دیگر، 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., & Somayeh, 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 especializing 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 UniversityPress 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