[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

برآورد تمرکز فضایی صنعت و عوامل مؤثر بر آن در بین استان‌های ایران

نادر مهرگان،[1] محمدحسن فطرس،[2] علی‌اکبر قلی‌زاده،[3] یونس تیموری[4]

تاریخ دریافت: ۹٤/۰۸/۰۱ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰٦/۰۳

چکیده

این پژوهش به بررسی توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی و عوامل مؤثر در شکل‌گیری چنین توزیعی می‌پردازد. به منظور اندازه‌گیری توزیع فضایی صنعت، از شاخص تمرکز فضایی الیسون و گلیسر (EG) استفاده شده و این شاخص برحسب متغیر ارزش افزوده برای ۳۰ استان کشور و برای دوره ۱۳۹۲- ۱۳۸۵ محاسبه شده است. همچنین برای برآورد اثر عوامل مؤثر بر میزان تمرکز فضایی فوق از مدل پانل دیتای فضایی استفاده شده است. نتایج محاسبات این مطالعه نشان می‌دهد که توزیع فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌های ایران، شدیداً نابرابر است. بطوریکه استان‌های آذربایجان شرقی، مرکزی، قزوین و تهران با مقادیر شاخص ۰/۰۳، ۰/۰۴، ۰/۰۵ و ۰/۰۶ به ترتیب صنعتی‌ترین و استان‌های بوشهر، هرمزگان و ایلام نیز به ترتیب با مقادیر ۰/۶۸، ۰/۲۸ و ۰/۲۶ کمترین صنعت را در خود دارند. نتایج حاصل از برآورد مدل نیز نشان می‌دهد که وابستگی فضایی بین استان‌ها، معادل ۰/۳۱

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان mehregannader@yahoo.com

۲. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان fotros@basu.ac.ir

۳. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان a.gholizadeh@basu.ac.ir

٤. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان (نویسنده مسئول) yteimori@gmail.com

است. بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و هزینه‌های حمل و نقل، هر یک با ضرایب ۰/۰۷ و ۰/۰۰۱ بر روی توزیع فضایی صنعت مؤثر هستند.

واژه‌های کلیدی: تمرکز فضایی، وابستگی فضایی، مدل کروگمن، شاخص EG، مدل پانل دیتای فضایی.

طبقه‌بندی JEL: C21: C23: I32

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

۱. مقدمه

در مفاهیم اقتصادی چندین مؤلفه برای تعیین تمرکز فضایی صنعت وجود دارد که در بخش‌های بعدی این پژوهش، از آنها برای تعیین تمرکز فوق در اقتصاد ایران استفاده خواهد شد: تفاوت ارزش‌افزوده وزندهی نشده در بین واحدهای فضایی. تفاوت وزندهی شده ارزش‌افزوده براساس جمعیت در بین واحدهای فضایی. سهم تفاوت ارزش‌افزوده در بین واحدهای فضایی، نسبت به تفاوت‌های ارزش افزوده در بین همه افراد (Kanbur and Venables, 2005). اما مهمترین مسئله بعدی در اقتصاد فضا این است که چه چیزها و عواملی این نابرابری‌های فضایی را ایجاد کرده و منجر به شکل‌گیری ساختار فضایی معینی از فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد می‌شوند. در پاسخ به این مسئله، نظریه‌های متنوعی نظیر تئوری‌های مکان‌یابی[1]، رقابت فضایی[2] و اقتصادهای شهری و منطقه‌ای شکل گرفته‌اند. فوجیتا[3] (۲۰۰۲) یکی از پیشگامان تئوری‌های اقتصاد فضا معتقد است، آرایش فضایی فعالیت‌های اقتصادی، پیامد فرآیندی است که شامل دو نوع نیروی مخالف هم می‌باشد: نیروهای انباشتگی (مرکزگرا)[4] و نیروهای پراکندگی (گریز از مرکز)[5]. بنابراین ساختار فضایی موجود در فعالیت‌های اقتصادی، نتیجه تعادلی پیچیده از این دو نوع نیرویی است که مصرف‌کنندگان و بنگاه‌ها را به سمت یک منطقه جذب و دفع می‌کنند (Fujita and Thisse, 2002).

برای نیروهای انباشتگی می‌توان وجود شرایطی نظیر بازدهی فزآینده نسبت به مقیاس در فرآیند تولید و وجود پیامدهای مثبت خارجی را نام برد. کروگمن[6] (۱۹۹۱) به عنوان یکی دیگر از بنیانگذاران الگوهای اقتصاد فضا معتقد است: «نابرابری‌های فضایی و تمرکز غیرعادی صنایعی خاص در برخی مناطق، ضرورتاً تنها، نتیجه تفاوت‌های طبیعی مکان‌های

---

1. Location Theories
2. Spatial Competition
3. Fujita
4. Agglomeration (Centripetal) Forces
5. Dispersion (Centrifugal) Forces
6. Krugman

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

مختلف نسبت به یکدیگر نیست. بلکه حاصل فرآیندهای تراکمی نظیر وجود شرایط بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و همینطور ساختار رقابت ناقص در بازار مناطق نیز هست که در نتیجه آن، تمرکز فضایی فعالیت‌ها می‌تواند بصورت خودکار تقویت شود» (Fujita et al, 1999). برهمین اساس کروگمن، در ارائه الگوی فضایی فعالیت-های صنعتی، ترکیب شرایط رقابت ناقص، بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و هزینه‌های مبادله پائین را به عنوان عوامل ایجاد پیامدهای مثبت خارجی مالی[1] معرفی می‌کند. شرایطی که برقراری هر یک از آنها، برای شکل‌گیری ارتباط متقابل بین عناصر بازار به عنوان شرط لازم است (Redding, 2010).

مسائل فوق در واقع، موضوعات مهمی هستند که در این پژوهش برای اقتصاد ایران مورد تحلیل قرار خواهند گرفت. زیرا موضوعاتی که مسائل مذکور حاوی آنها هستند، از اهمیت و ضرورت بررسی زیادی برخوردار می‌باشند. موضوعاتی نظیر وجود شرایط تعادلی یا عدم تعادل منطقه‌ای در فعالیت‌های اقتصادی، وجود اثرات وابستگی فضایی و سرریزها در بین مناطق مختلف و عوامل مؤثر در این شرایط، که می‌توانند بطور مستقیم توسعه منطقه‌ای و توسعه کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. اینکه نحوه توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران چگونه است و چه عوامل و شرایطی، صنعت ایران را به سمت این توزیع رهنمون کرده است. برهمین اساس در این مطالعه، به منظور پرداختن به مسائل مهم فوق، در بخش دوم به مبانی نظری مطرح در حوزه اقتصاد فضا و عوامل مؤثر در شکل-گیری تمرکز فضایی در بین مناطق مختلف یک اقتصاد پرداخته می‌شود. در بخش سوم، مطالعات تجربی انجام گرفته درباره تمرکز و انباشت فضایی صنعت در اقتصاد ایران و سپس مطالعات خارجی انجام گرفته در این حوزه از نظر گذرانده می‌شود. بخش چهارم، روش تحقیق و مدل اقتصادسنجی مورد استفاده در این مطالعه را مورد تحلیل قرار می‌دهد. در نهایت بخش‌های پنجم و ششم نیز، نتایج ارزیابی تمرکز فضایی و برآورد عوامل مؤثر در این تمرکز تحلیل شده و جمع‌بندی آن در بخش بعدی ارائه شده است.

---

[1]. Pecuniary Economical Externalities

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

۲. مبانی نظری

۲-۱. تئوری‌های مکان‌یابی در اقتصاد فضا

بخش اعظمی از نظریه‌های اقتصاد فضا وجغرافیای اقتصادی به تصمیم‌گیری بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی برای تعیین مکان فعالیت خود مربوط است. تصمیم‌گیری‌هایی که در نهایت، منجر به شکل‌گیری توزیع فضایی معینی از فعالیت‌ها در بین مناطق یک اقتصاد می‌شود. فرض اساسی در نظریه‌های فوق این است که عوامل اقتصادی از جمله بنگاه‌ها و نیروی کار، همواره عقلایی عمل کرده و از اطلاعات در دسترس خود به صورت کامل و بهینه استفاده می‌کنند (Sanches, 2012). برهمین اساس، هر یک از عوامل فوق سعی می‌کنند تا در جریان تصمیم‌گیری خود، مکان بهینه‌ای را برای انجام فعالیت‌ها انتخاب کنند.

به عبارت دیگر، هدف تئوری‌های مکان‌یابی ارائه یک مدل تعادل عمومی است. بنابراین، مدل‌های فوق با حصول به شرایط تعادلی همه عوامل اقتصادی (بنگاه‌ها، نیروی کار، خانوارها و سرمایه‌گذاران و...)، یک ساختار فضایی بهینه از فعالیت‌های صنعتی را در بین مناطق مختلف جغرافیایی ترسیم می‌کند (مک‌کین، ۱۳۹۴: ۵۳-۵۰). مدل کروگمن نمونه‌ای از این مدل‌های تعادل عمومی است که در ادامه، بطور مختصر به توضیح آن پرداخته می‌شود.

۲- ۲. مدل کروگمن: پارامترهای فوق و تحلیل اثرات آنها در ساختار فضایی تولیدات صنعتی

مدل کروگمن در واقع، نسخه‌ای فضایی از مدل رقابت انحصاری دیکزیت- استیگلیتز[1] می‌باشد. بطوریکه کروگمن به منظور تبدیل مدل فوق به یک مدل فضایی، هزینه‌های مبادله[2] را وارد آن می‌کند. پارامترهایی که کروگمن مدل خود را براساس آنها پایه‌ریزی کرده است، شامل همان ویژگی‌ها و عواملی است که مورد توجه تئوری‌های مکان‌یابی صنعتی هستند. پارامترها و عوامل مذکور عبارتند از: سهم کالاهای تولید بخش صنعتی در

---

[1]. Dixit- Stiglitz Monopoly Competition Model
[2]. Trade Costs

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

تقاضای کل کالاها از طرف خانوارها، بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و هزینه‌های حمل و نقل (Krugman,1991). اقتصاد در مدل فوق، از دو بخش کشاورزی با ساختار بازار رقابتی و صنعت با ساختار رقابت انحصاری تشکیل شده است. بطوریکه تولید در بخش کشاورزی دارای شرایط بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و تولید در بخش صنعت نیز تحت شرایط بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس انجام می‌گیرد. هزینه مبادله کالاهای کشاورزی بین دو منطقه A و B صفر در نظر گرفته شده است. همچنین اقتصاد متشکل از L مصرف‌کننده با ترجیحات مشابه است. بطوریکه این ترجیحات بواسطه تابع کاب- داگلاس زیر مشخص می‌شود:

$$U = C_M^{\mu} C_A^{1-\mu} \qquad (۱)$$

که در آن μ پارامتر سهم تولیدات صنعتی از مصرف (تقاضای) کل کالاها است. C_A میزان مصرف افراد از کالاهای کشاورزی و C_M ترکیب مصرفی افراد از کالاهای صنعتی است. بطوریکه این ترکیب مصرفی، با استفاده از تابع CES بصورت زیر نشان داده می‌شود:

$$C_M = \left[\sum_{t=1}^{N} c_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \qquad (۲)$$

که در آن N تعداد کالاهای تولید صنعتی است که به مصرف می‌رسند و σ پارامتر کشش جانشینی بین محصولات صنعتی می‌باشد که رابطه عکس با اقتصاد مقیاس یا بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس دارد. بطوریکه همواره $\sigma > 1$ است.

پارامتر سوم، هزینه‌های حمل و نقل بوده که در مدل کروگمن، این هزینه‌ها از نوع کوه یخی[1] است. به منظور اینکه یک واحد محصول، از منطقه A به منطقه B منتقل شود، تنها نسبت $\tau < 1$ به مقصد رسیده و بقیه بابت هزینه حمل و نقل $(1-\tau)$ مستهلک خواهد شد. بنابراین τ به عنوان پارامتر عکس هزینه حمل و نقل در نظر گرفته می‌شود.

فرض اصلی مدل، تحرک‌پذیری نیروی کار (ماهر) و سرمایه در بین مناطق است. بطوریکه نیروی کار به سمت منطقه‌ای که در آن دستمزد واقعی بالاتری پرداخت می‌شود

[1]. Iceberg- Type Cost

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

(بنابراین رفاه بالاتری دارد)، همچنین سرمایه نیز به منطقه‌ای که دارای بازدهی درونی بالاتری است، حرکت می‌کنند. حل مدل بواسطه بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان (با فرض آزادی ورود و خروج بنگاه‌ها و وجود بازار رقابت ناقص در بخش تولید صنعتی) موجود در دو منطقه مفروض A و B صورت می‌گیرد. نتیجه نهایی مدل بعد از حل آن و حصول شرایط تعادلی بلندمدت بصورت مقابل خواهد بود:

$$\omega_A = w_A P_A^{-\mu} \qquad (۳)$$

$$\omega_B = w_B P_B^{-\mu} \qquad (۴)$$

بطوریکه در آنها داریم:

ω_A و ω_B به ترتیب سطح دستمزدهای واقعی در مناطق A و B یا همان معیار رفاه افراد در مناطق فوق هستند. w_A و w_B نیز به ترتیب دستمزدهای اسمی در دو منطقه A و B هستند. همچنین P_A و P_B به عنوان شاخص‌های قیمتی در مناطق فوق، بصورت روابط (۵) و (۶) معرفی می‌شوند:

$$P_A = \left[f w_A^{-(\sigma-۱)} + (۱-f)\left(\frac{w_B}{\tau}\right)^{-(\sigma-۱)} \right]^{\frac{-۱}{\sigma-۱}} \qquad (۵)$$

$$P_B = \left[f\left(\frac{w_A}{\tau}\right)^{-(\sigma-۱)} + (۱-f) w_B^{-(\sigma-۱)} \right]^{\frac{-۱}{\sigma-۱}} \qquad (۶)$$

در روابط فوق، f نسبت نیروی کار شاغل در تولید صنعتی، در منطقه A و $(۱-f)$ نیز نسبت نیروی کار شاغل در تولید صنعتی در منطقه B هستند. کروگمن به منظور پاسخ به سؤال اصلی، در پی تحلیل نسبت $\frac{\omega_A}{\omega_B}$ و ارتباط آن با f ، بواسطه وجود پارامترهای اصلی اقتصادی مدلش هست. به عبارت دیگر، وی ارتباط $\frac{\omega_A}{\omega_B}$ و f را با توجه به پارامترهای μ ، σ و τ بررسی می‌کند.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

برای بررسی ارتباط مذکور و تحلیل اثرات هر یک از پارامترهای فوق بر روی نحوه توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی در یک اقتصاد، ابتدا فرض می‌شود که شرایط $f = \frac{۱}{۲}$ (توزیع یکسان کارگران در بین مناطق) برقرار است. در اینصورت اگر $\frac{\omega_A}{\omega_B}$ نسبت به f کاهنده باشد، توزیع تعادلی یکنواخت تولید در فضا، به عنوان یک تعادل پایدار فضایی خواهد بود. بطورعکس اگر $\frac{\omega_A}{\omega_B}$ نسبت به f فزاینده باشد، در اینصورت کارگران تمایل به مهاجرت به سمت منطقه‌ای را خواهند داشت که قبلاً کارگران بیشتری در خود داشته است و این منجر به واگرایی فضایی[1] (توزیع غیر یکنواخت صنعت در بین مناطق) می‌شود. کروگمن معتقد است فزاینده یا کاهنده بودن $\frac{\omega_A}{\omega_B}$ نسبت به f، بستگی به دو نیروی مخالف هم دارد:

الف) نیروهای مرکزگرا[2]: نظیر اثر اندازه بازار داخلی منطقه بزرگتر (در اینجا منطقه A)، اثر شاخص قیمت در منطقه فوق.

ب) نیروهای گریز از مرکز[3]: نظیر اثر رقابت در منطقه بزرگتر (منطقه A).

بطوریکه نیروهای مرکزگرا، جذابیت منطقه مرکزی (منطقه بزرگتر A) برای جذب بنگاه‌های بیشتر و گسترش فعالیت‌های صنعتی در منطقه فوق را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، نیروهای فوق فرآیند ایجاد انباشتگی در فعالیت‌های صنعتی در منطقه بزرگتر را تسریع می‌کند و موجب شکل‌گیری قطب‌های صنعتی در تعداد معدودی از نواحی در اقتصاد شده و میزان تمرکز فضایی صنعت را به شدت افزایش می‌دهد. اما برعکس، نیروهای گریز از مرکز جذابیت منطقه مرکزی را کاهش می‌دهد و موجب تمایل بنگاه‌ها به خروج از این منطقه و در نتیجه موجب پراکندگی یکنواخت‌تر فعالیت‌ها در بین مناطق مختلف اقتصاد می‌شود. اینکه کدامیک از این دو نوع نیروی مذکور اثر غالب دارند،

---

1. Spatial Divergence
2. Centripetal Forces
3. Centrifugal Forces

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

بستگی به پارامترهای اقتصادی μ ، σ و τ دارد. سهم بالای تولیدات صنعتی در تقاضای کل ($\mu \uparrow$) و درجه پائین کشش‌پذیری جانشینی کالاهای صنعتی ($\sigma \downarrow$) و هزینه‌های حمل و نقل پائین‌تر ($\tau \uparrow$) موجب می‌شود تا در رابطه زیر، با فرض اینکه $f = ۱$ است، رابطه $\frac{\omega_A}{\omega_B}$ نسبت به f فزاینده باشد:

$$\frac{\omega_A}{\omega_B} = \frac{۱}{۲}\tau^{\mu\sigma}\left[(۱+\mu)\tau^{\sigma-۱} + (۱-\mu)\tau^{-(\sigma-1)}\right] \qquad (۷)$$

به عبارت دیگر، اگر در رابطه فوق میزان پارامترهای سه‌گانه اقتصادی بگونه‌ای باشند که در آن، $\frac{\omega_A}{\omega_B} > ۱$ باشد، در اینصورت تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در چند منطقه مرکزی عمده در بلندمدت، به عنوان تعادل پایدار در یک اقتصاد خواهد بود. همچنین کروگمن برای تحلیل حساسیت ساختار فضایی فوق، نسبت به تغییر هر یک از پارامترهای معرفی شده در اقتصاد، به تحلیل مقداری اثر هر یک از این پارامترها می‌پردازد. در رابطه (۸) تغییرات رفاه نسبی مناطق در مقابل تغییر پارامترهای مذکور نشان داده شده است:

$$\frac{d(\frac{\omega_A}{\omega_B})}{d\mu} = \nu\sigma(\ln\tau) + \frac{۱}{۲}\tau^{\sigma\mu}\left[\tau^{\sigma-۱} - \tau^{-(\sigma-۱)}\right] < ۰ \qquad (۸)$$

که در آن $\nu = \frac{\omega_A}{\omega_B}$ است. کروگمن عبارت اول در سمت راست رابطه فوق را به عنوان اثر رقابت در منطقه بزرگ (نیروی گریز از مرکز) و عبارت دوم را نیز به عنوان اثر اندازه بازار داخلی منطقه بزرگ A (نیروی مرکزگرا) معرفی می‌کند. نتیجه فوق بیانگر این است که میزان بیشت μ ، باعث تمرکز فضایی بیشتر صنعت در مناطق مرکزی، نظیر منطقه A می‌شود. همچنین تغییرات ν در مقابل τ نیز بصورت رابطه (۹) است:

$$\frac{d(\frac{\omega_A}{\omega_B})}{d\tau} = \frac{\mu\sigma\nu}{\tau} + \tau^{\sigma\mu}(\sigma-۱)\left[(۱+\mu)\tau^{\sigma-۱} - (۱-\mu)\tau^{-(\sigma-۱)}/۲\tau\right] < ۰ \qquad (۹)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

بنابراین در مدل کروگمن در شرایط پائین بودن هزینه‌های حمل و نقل، انباشتگی تولیدکنندگان کالاهای صنعتی در منطقه بزرگتر و صادرات آن به منطقه پیرامونی کوچکتر و واردات محصولات کشاورزی از منطقه پیرامونی توسط منطقه مرکزی، به صرفه خواهد بود. بطوریکه این فرآیند در نهایت، منجر به شکل‌گیری ساختار فضایی مرکز- پیرامون در اقتصاد می‌شود (Fujita and Thisse, 2009).

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات انجام گرفته در حوزه موضوع این پژوهش، در اینجا به دو دسته مطالعات داخلی و خارجی تقسیم می‌شود. بطوریکه روش تحقیق و تشابه و تمایز آنها در مقایسه با روش بکار گرفته شده در این پژوهش و همینطور نتایج حاصل از هر یک از کارهای فوق مورد اشاره قرار می‌گیرد.

۳- ۱. مطالعات داخلی

راسخی و دیندار رستمی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان «شکاف دستمزد در استان-های ایران: کاربردی از جغرافیای جدید اقتصادی» به بررسی عوامل مؤثر بر شکاف دستمزد صنعتی در میان استان‌های ایران پرداخته‌اند. بطوریکه روش تحقیق آنها استفاده از داده‌های تابلویی برای دوره ۱۳۸۶- ۱۳۸۲ است. نتایج بدست آمده از پژوهش آنها بیانگر این موضوع مهم است که جغرافیای جدید اقتصادی، فراهم کننده توضیح مناسبی برای ساختار فضایی دستمزد در استان‌های ایران است. یافته‌های آنها مؤید این است که عوامل اندازه بازاری و معکوس فاصله وزنی، اثر مثبت و قیمت کالاهای غیرقابل تجارت اثر منفی بر ساختار دستمزد صنعتی در ایران دارد. برهمین اساس آنها نتیجه می‌گیرند که ساختار دستمزد بیش از آنکه متأثر از ویژگی‌های نیروی کار یا بهره‌وری باشد، تحت تأثیر شرایط حاکم بر بازار کار است. ضمن اینکه آنها برای ارزیابی میزان اندازه بازاری، از متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ برای هر استان استفاده کرده‌اند. همچنین

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

برای اندازه‌گیری قیمت کالای غیرقابل تجارت، از متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی استفاده شده است.

مهرگان و تیموری (۱۳۹۱) نیز در تحلیل «ارزیابی تمرکز جغرافیایی استانی صنعت و عوامل مؤثر بر میزان آن در ایران»، با اندازه‌گیری میزان تمرکز جغرافیایی استانی برحسب متغیر اشتغال و با استفاده از شاخص EG، به بررسی تأثیر عوامل مؤثر در این نوع تمرکز برای دوره ۱۳۸۵- ۱۳۷۹ پرداخته‌اند. بطوریکه در این کار، مدل اقتصادسنجی پانل دیتا و روش پولینگ مورد استفاده قرار گرفته است. 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 معنی-دار را بر میزان تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌ها دارند. بگونه‌ای که در این میان، عامل سرمایه انسانی در مقایسه با سایر عوامل، بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی را در مدل دارا است. در واقع این متغیر، دارای ارتباط مثبت و بسیار قوی با میزان تمرکز جغرافیایی فعالیت‌ها در صنعت ایران است.

نکته دیگر درباره این مطالعه، این است که پژوهش حاضر نیز، از شاخص مشابه با شاخص مورد استفاده در مطالعه فوق، برای اندازه‌گیری میزان تمرکز فضایی استفاده کرده است. اما تفاوت اساسی این پژوهش، استفاده از روش تحلیلی اقتصادسنجی فضایی در اینجا می‌باشد. برهمین اساس، تأکید اصلی در اینجا بر وابستگی فضایی بین استان‌های ایران است. در واقع، هدف پژوهش حاضر، علاوه بر تحلیل عوامل مؤثر مذکور در میزان تمرکز فضایی، در نظر گرفتن اثرات فضایی است که از وابستگی فضایی فوق، نشأت می‌گیرد. به عبارت دیگر، در اینجا قصد ما تحلیل عوامل مؤثر در میزان تمرکز، با در نظر گرفتن اثرات فضایی ناشی از هر یک از عوامل فوق است.

داداش‌پور و فتح‌جلالی (۱۳۹۲) در «تحلیلی بر الگوهای تخصصی شدن منطقه‌ای و تمرکز فضایی صنایع در ایران» به بررسی دو فرضیه افزایش تمرکز فضایی فعالیت‌های

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

صنعتی در ایران در دو مقطع زمانی ۱۳۷۶ و ۱۳۸۵ و افزایش تخصصی شدن مناطق در نتیجهٔ 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، ۲۰ درصد افزایش یافته است. بطوریکه این نشان‌دهنده گرایش صنایع کشور به سمت تمرکز فضایی می‌باشد. بگونه‌ای 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.

۳-۲. مطالعات خارجی

مطالعات تجربی انجام گرفته در دیگر کشورها، حوزه‌های مختلف اندازه‌گیری تمرکز فضایی از جمله، روند نابرابری‌های فضایی، چگونگی شکل‌گیری تمرکز و انباشتگی فعالیت‌های صنعتی در اقتصادهای مختلف، عوامل مؤثر در این شکل‌گیری و اهمیت هر یک از آنها را مورد بررسی قرار داده‌اند. بطوریکه در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود:

الیسون و گلیسر (۱۹۹۷) در اندازه‌گیری میزان «تمرکز جغرافیایی در صنایع آمریکا: رویکرد تخته دارت (Dartboard)» شاخصی را برای این منظور ارائه داده‌اند که مبنای آن براساس حدکثر کردن سود بنگاه‌ها از طریق تصمیم‌گیری برای استقرار در مکان مناسب است. آنها در تبیین این شاخص، دو عامل مزیت‌های طبیعی و اثرات سرریزها را به عنوان عوامل اصلی تراکم بنگاه‌ها مورد توجه قرار می‌دهند. اما شاخصی که آنها پیشنهاد می‌دهند، اثر این دو عامل را جداگانه در برنمی‌گیرد. به عبارت دیگر، میزان تمرکزی که این شاخص نشان می‌دهد می‌تواند به دلیل هر یک از عوامل فوق و یا ترکیبی از آنها ایجاد شده باشد. به هر حال این شاخص بدون توجه به دلیل ایجاد تراکم بنگاهها در یک مکان، به اندازه‌گیری میزان تمرکز در بین صنایع می‌پردازد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

اما الیسون و گلیسر(۲۰۱۰) در کار دیگر خود به بررسی این مسئله می‌پردازند که «چه عواملی موجب انباشتگی صنعت می‌شود؟ شواهدی از الگوهای انباشتگی همزمان». یافته‌های آنها تأییدکننده تئوری انباشتگی مارشالی است. در واقع آنها شواهدی سازگار با هر سه مکانیسم انباشتگی مارشالی (نزدیکی به منظور کاهش هزینه‌های انتقال کالاها، افراد و ایده‌ها) در بخش تولید کارخانه‌ای آمریکا یافته‌اند. پژوهش فوق برای ارزیابی مکانیسم کاهش هزینه‌های انتقال کالاها، از متغیر جانشین ارتباط داده- ستاده بین صنایع مختلف و برای ارزیابی اثرات مکانیسم کاهش هزینه‌های انتقال افراد نیز از متغیر ترکیب نیروی کار در صنایع استفاده می‌کنند. همچنین متغیر سرریزهای تکنولوژیکی نیز به عنوان متغیر جانشین برای مکانیسم کاهش هزینه‌های انتقال ایده‌ها معرفی می‌گردد. بطوریکه نتایج برآوردهای اقتصادسنجی آنها نشان می‌دهد که هر سه مکانیسم انباشتگی مارشالی، براساس تئوری مارشال تأیید می‌شوند. بطوریکه ارتباط‌های داده- ستاده بین صنایع مهمتر از مکانیسم‌های دیگر است.

دروکر و فیسر (۲۰۱۲) 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، بویژه 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. بطوریکه برآوردهای جداگانه‌ای از مدل‌های اقتصادسنجی برای هر یک از این صنایع انجام شده است. آنها با استفاده از تابع تولید و داده‌های در سطح بنگاه، اثر منفی و بطور اساسی مستقیم بر روی بهره‌وری از ناحیه ساختار صنعتی منطقه‌ای متمرکز را نتیجه‌گیری کرده‌اند. همچنین آنها شواهد ضعیفی مبنی بر اینکه

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

صرفه‌های ناشی از انباشتگی به عنوان عامل واسطه‌ای در اثر مذکور عمل می‌کند، بدست آورده‌اند.

بیودری و همکاران(۲۰۱۴) در ارائه یک مدل «تعادل فضایی همراه با بیکاری و چانه-زنی دستمزد: نظریه و برآورد» به توزیع مجدد کارگران هم در بازار نیروی کار داخلی و هم بین‌منطقه‌ای پرداخته‌اند. در واقع آنها 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 ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷ بکار می‌گیرند تا مناسب بودن مدل خود و ویژگی‌های کمّی 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. اما با این حال، آنها شواهدی مبنی بر این ایده یافته‌اند که ممکن است سطح مطلوبیت (رفاه) بطور پایدار در بین مناطق، برابر نشود. بطوریکه آنها نتیجه گرفته‌اند که در تعداد عمده‌ای از شهرها، قیمت مسکن، بطور معنی‌داری به مهاجرت افراد واکنش نشان نمی‌دهد و این، عکس‌العمل مهاجرت و بازار مسکن در قبال برابر کردن سطوح رفاه در شهرهای مختلف را با چالش روبرو می‌کند.

همچنین دورانتون (۲۰۱۵) در بررسی «اثرات انباشتگی در کلمبیا»، ابتدا کشش‌پذیری سطح دستمزدها در اقتصاد کلمبیا نسبت به جمعیت شهری را برآورد می‌کند. او میزان این کشش را ۵٪ نشان می‌دهد. این کشش‌پذیری بیانگر منافع قابل توجه ناشی از شهرنشینی در اقتصاد فوق است. بطوریکه او نشان می‌دهد با حرکت از شهرهای با ۱۰۰۰۰ نفر ساکن به سمت شهرهای ۷ میلیون نفری، سطح دستمزد به میزان ۴۰٪ افزایش می‌یابد. این میزان برآورد شده در مقایسه با اقتصادهای آمریکا و فرانسه بسیار بالاتر است. او در بررسی اثرات انباشتگی فعالیت‌ها در می‌یابد، از آنجا که سهم بزرگی از اقتصاد کلمبیا متعلق به بخش غیررسمی است و درصد زیادی از کارگران مشغول در این بخش، دارای سنین پائین و سطح آموزش کمتر می‌باشند، بنابراین او شواهد ضعیفی مبنی بر وجود صرفه‌های ناشی از

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

سرمایه انسانی، اثرات یادگیری و مکمل بودن اندازه شهری و میزان آموزش بدست آورده است. همچنین او به وجود ارتباط منفی بین دسترسی به بازار و سطح دستمزدها، همچنین عدم وجود ارتباطی بین جاده‌ها، امکانات و برخورداری شهری و سطح دستمزدها پی می-برد. دورانتون معتقد است این یافته‌ها می‌تواند در گسترش دانش ما درباره اثرات ناشی از انباشتگی فعالیت‌ها در کشورهای در حال توسعه مفید باشد.

نکته آخر به عنوان جمع‌بندی سوابق تحقیقاتی در حوزه پژوهش حاضر، این است که مطالعات مطرح شده در سطور قبل، همگی برگرفته از نظریه‌های اقتصاد فضا و جغرافیای اقتصادی می‌باشند. بطوریکه هر یک از آنها به تحلیل مفاهیم خاص اقتصاد فضا، نظیر انباشتگی، تعادل فضایی و اثرات آنها می‌پردازند. هدف این پژوهش نیز پرداختن به اثرات ناشی از یک چنین نیروهایی براساس نظریه‌های اقتصاد فضا است. اما تأکید اصلی در اینجا، مورد توجه قرار دادن اثرات نیروهای فوق، بر روی نحوه توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌های ایران است. که برای این منظور از روش تحلیلی اقتصادسنجی فضایی و داده‌های پانل برای سال‌های ۱۳۹۲- ۱۳۸۵ استفاده می‌شود. روشی که ما را قادر می‌سازد تا تأثیرگذاری نیروهای فوق را با در نظر گرفتن اثرات فضایی‌شان و همینطور وابستگی که استان‌ها با یکدیگر دارند، بررسی کنیم.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

٤- ١. اندازه‌گیری تمرکز فضایی در صنعت ایران

در پژوهش حاضر، برای ارزیابی میزان تمرکز فضایی صنعت، شاخص الیسون و گلیسر[1] (۱۹۹۷) مورد استفاده می‌گیرد. بطوریکه این شاخص در ادبیات جغرافیای اقتصادی به شاخص EG معروف است. همانگونه که در بخش پیشینه تحقیق اشاره شد، در واقع این شاخص، مزیتها، امتیازهای طبیعی و سرریزهای صنایع را دلیل بوجود آمدن تمرکز جغرافیایی می‌داند. یعنی اینکه بنگاه‌ها با توجه به این دو عامل، مناطق یا مکان‌هایی که

[1]. Ellison and Glaeser

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

سودشان را به حداکثر می‌رسانند را انتخاب می‌کنند (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱). متغیری که در این شاخص به عنوان معیاری برای محاسبه تمرکز فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، متغیر $G=\sum_i (s_i - x_i)^2$ است. بطوریکه در آن s_i سهم منطقه i در ارزش افزوده صنعت مورد بررسی بوده و x_i سهم منطقه i در ارزش افزوده مناطق (ارزش افزوده کل کشور) می‌باشد. در حقیقت، x_i و s_i متغیرهایی هستند که می‌توانند نشاندهنده مزیتهای طبیعی و سرریزهای موجود در یک ناحیه معین باشند و دو پارامتر γ^s و γ^{na} اهمیت هرکدام از دو عامل فوق را در شاخص تمرکز جغرافیایی نشان خواهند داد. الیسون و گلیسر برای رسیدن به این هدف، امید ریاضی معیار G را بصورت رابطه (۱-۴)، مورد محاسبه قرار می‌دهند:

$$E(G)=\sum_i E(s_i - x_i)^2 \qquad (۴-۱)$$

بطوریکه آنها بعد از محاسبات ریاضی و آماری، به رابطه نهایی زیر به عنوان شاخص تمرکز فضایی صنعت دست می‌یابند:[1]

$$\gamma = \frac{\dfrac{E(G)}{1-\sum_i x_i^2} - H}{1-H} \qquad (۴-۲)$$

رابطه فوق شاخص EG است که درآن $\gamma = \gamma^s + \gamma^{na} - \gamma^s\gamma^{na}$ بوده و اثر هر دو عامل مزیت‌های طبیعی و سرریزها را شامل می‌شود. بگونه‌ای که مقدار آن $-1 \le \gamma \le 1$ است. مقادیر منفی آن، عدم تمرکز و یا پراکندگی واحدهای تولیدی صنعت مورد بررسی را در بین مناطق مختلف نشان می‌دهد و مقادیر مثبت نشانگر تمرکز در صنعت می‌باشد. بگونه‌ای که $\gamma \ge 0.02$ و $0 \le \gamma \le 0.02$ به ترتیب بیانگر بیانگر تمرکز بسیار بالا و تمرکز خفیف است. در این پژوهش شاخص EG در صنعت ایران برای دوره ۱۳۹۲- ۱۳۸۵ در بین استان‌های کشور برحسب متغیر ارزش افزوده و برای صنایع دو رقمی (براساس طبقه‌بندی

۱. برای مطالعه بیشتر درباره شاخص EG و چگونگی اندازه‌گیری آن به «محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور، مهرگان و تیموری (۱۳۹۱)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، شماره ٦١، بهار ۱۳۹۱» مراجعه شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

ISIC) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و سپس پایداری توزیع فضایی صنعت در بین استان‌های مختلف کشور طی یک روند ۸ ساله مورد تحلیل قرار خواهد گرفت.

٤- ۲. تحلیل اثرات تعیین‌کننده میزان تمرکز فضایی: اقتصادسنجی فضایی و ارائه مدل

روش تحلیل عوامل مؤثر در شکل‌گیری ساختار فضایی معینی از صنعت ایران، در این پژوهش استفاده از اقتصادسنجی فضایی[1] و مدل مورد استفاده در آن، مدل پانل‌دیتای خود رگرسیون فضایی[2] است. اقتصادسنجی فضایی شاخه‌ای از علم اقتصاد است که محیط گسترده‌ای را فراهم می‌آورد تا با استفاده از تکنیک‌های جدید آماری و اقتصاد ریاضی، شرایط بهتری را در مقایسه با اقتصادسنجی مرسوم برای تفسیر و تصمیم‌گیری به منظور سیاست‌گذاری بتواند ایجاد کند (لسیج و پیس، ۱۳۹۱: ۲۰).

پارامتر تخمین زده شده در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، حاوی اطلاعات ارزشمندی درباره روابط وابستگی مناطق مختلف می‌باشد. البته این حجم زیاد از اطلاعات ارزشمند، تفسیر و استنتاج نتایج تخمین‌ها را با مشکل و پیچیدگی مواجه می‌کند. در مدل‌های فضایی، با تغییر متغیر توضیحی هر یک از مناطق همسایه، متغیر وابسته منطقه i نیز تحت تأثیر قرار گرفته و تغییر می‌کند. برای توضیح بیشتر، شکل ماتریسی مدل پانل دیتای خودرگرسیون فضایی را می‌توان بصورت رابطه (۳-۴) نوشت:

$$y = (I - \rho w)^{-1} X\beta + (I - \rho w)^{-1} \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim \mathrm{N}(0, \sigma^2) \qquad (۴-۳)$$

که در آن w ماتریسی از وزن و اهمیتی است که هر یک از مناطق، در وابستگی فضایی با منطقه i دارند. همچنین پارامتر ρ به عنوان معیاری از وابستگی متوسط فضایی در بین مناطق مختلف است. اگر در رابطه بالا داشته باشیم:

$$S_r(W) = (I - \rho W)^{-1} \beta_r = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \ldots)\beta_r$$

---

[1]. Spatial Econometrics
[2]. Spatial Autoregressive Panel Data Model

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

در اینصورت اثر تغییر در متغیرهای توضیحی بـر روی متغیـر وابسـته را بـرای مـدل‌هـای فضایی می‌توان به شکل روابطه (۴-۴) و (۵-۴) نوشت:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{it}} = S_r(W)_{it} = (I - \rho W_{it})^{-1}\beta_r \qquad (۴-۴)$$

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{ij} = (I - \rho W_{ij})^{-1}\beta_r \qquad (۴-۵)$$

که در آن W_{it} عناصر روی قطر اصلی و W_{jt} عناصر غیر قطری هستند. رابطـه اول نشـاندهنده اثرات مستقیم تغییر x_{ir} بر متغیر وابسته منطقه i بوده و رابطه بعدی اثرات غیرمسـتقیم تغییـر در متغیـر توضیحی یک منطقه دیگر بر روی متغیر وابسته منطقه i را نشان می‌دهد.

مطابق با روابط فوق، تأثیرات مسـتقیم تغییـر x_{ir} بـر روی متغیـر وابسـته منطقـه i، شـامل حلقه‌های بازخوردی اسـت. بطوریکـه تغییـر در مشـاهدات منطقـه i، مشـاهدات j را تحـت تأثیر قرار می‌دهد و در نتیجه تغییـرات مشـاهدات j بطـور بـرعکس، مشـاهدات i را تحـت تأثیر قرار می‌دهد. این حلقه بازخوردی می‌تواند وسیعتر نیز باشد. برای مثال اثـرات از i بـه j منتقـل شـده و از i بـه k و سـپس بـار دیگـر از k بـه i برگـردد. بطوریکـه وظیفـه ایـن اثـر بازخوردی را عناصر ماتریس $S_r(W)_{it}$ برعهده داشته و نشان میدهند.

٤- ۳. ارائه مدل

مدل مورد استفاده در این مطالعه برای تحلیل اثرات تعیین‌کننده‌های نحوه توزیع فضـایی فعالیت‌های صنعتی، مدل پانل دیتای فضایی از نـوع SAR اسـت. بطوریکـه ایـن مـدل بـرای دوره ۹۲- ۱۳۸۵ و با در نظر گرفتن ۳۰ استان کشور[1] در این دوره مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$EG_{it} = \rho\sum_{j=1}^{n} W_{ij}EG_{jt} + \beta_1 Scale_{it} + \beta_2 Rmp_{it} + \beta_3 Trc_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۴-۶)$$

۱. به این نکته اشاره می‌شود که استان البرز در سال ۱۳۸۹ تأسیس شده است. برهمین اساس با توجه دوره مورد مطالعه در این پژوهش، اطلاعات استان البرز و استان تهران با یکدیگر تجمیع شده و با عنوان استان تهران مورد تحلیل قرار گرفته است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

که در آن EG_{it} به عنوان متغیر وابسته مدل و بیانگر شاخص تمرکز فضایی در صنعت است. متغیر Scale_{it} نشاندهنده میزان بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در هر یک از استان‌ها برای دوره مورد بررسی هست. در اینجا به منظور اندازه‌گیری میزان عامل فوق در سطح استانی، از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[1] و از نرم‌افزار DEAP استفاده شده است.[2] در واقع این مطالعه، از کارائی در سطح مقیاس به عنوان متغیر جانشین برای ارزیابی میزان بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس برای استان‌ها استفاده کرده است. بطوریکه ورودی‌های هر کدام از استان‌ها برای محاسبه روش DEA، تعداد کارگران شاغل در بخش صنعت استان و مصرف واسطه در هر یک از استان‌ها بوده و خروجی‌های مدل نیز میزان ارزش افزوده و تولید ناخالص داخلی استان می‌باشد. نتایج اندازه‌گیری این عامل در سطح استانی، در پیوست و توسط جدول (۱- پ) نمایش داده شده است.

همچنین متغیر Rmp_{it} بیانگر توان بالقوه بازاری هر یک از استان‌ها است. بطوریکه این عامل می‌تواند بیان‌کننده میزان تقاضا در هر یک از مناطق مورد بررسی و تأثیر آن در تمرکز فضایی صنعت نیز باشد. شاخصی که برای اندازه‌گیری این عامل مورد استفاده قرار گرفته است، شاخص MP است که توسط هریس (۱۹۵۴) معرفی شده است. البته شاخص دیگری نیز برای اندازه‌گیری توان بازاری وجود دارد که به شاخص کروگمن (۲۰۰۳) معروف است. بطوریکه این شاخص برای تعیین توان بازاری مناطق، از پارامترهایی نظیر هزینه مبادله در بین مناطق نیز استفاده می‌کند. اما به دلیل اینکه وجود این پارامتر، موجب ایجاد مشکل همخطی در مدل رابطه (۶-۴) خواهد شد، در این پژوهش از شاخص پیشنهادی هریس استفاده می‌شود. ایده‌ای که او برای این کار ارئه می‌کند این است که در بسیاری از فعالیت‌ها، تولیدکنندگان تمایل به مستقر شدن در مکان‌هایی را دارند که دارای درجه مناسبی از دسترسی به بازار می‌باشند. در واقع در این ایده، پتانسیل بازاری شاخصی از دسترسی به بازار در منطقه مورد بررسی است (Combes et al, 2008, p.108):

---

[1]. Data Envelopment Analysis

۲. برای مطالعه بیشتر درباره روش تحلیل پوششی داده‌ها به «مهرگان، مجمدرضا (۱۳۸۷)، مدل‌های کمی برای ارزیابی عملکرد سازمان‌ها- DEA، انتشارات دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، چاپ دوم، تابستان ۱۳۸۷» مراجعه شود.

$$MP_i = \sum_j \frac{Y_j}{d_{ij}} \qquad (۴-۷)$$

که در آن Y_j تولید ناخالص داخلی در استان j و d_{ij} فاصله بین دو استان i و j است. در نهایت متغیر Trc_{it} حاوی اطلاعات مربوط به هزینه‌های حمل و نقل هر واحد کالا در استان‌ها می‌باشد که به عنوان متغیر جانشین برای هزینه‌های مبادله در نظر گرفته شده است. در این بخش و قبل از برآورد مدل، همبستگی فضایی متغیرهای در نظر گرفته شده برای مدل تجربی، مورد آزمون قرار می‌گیرد. بطوریکه این کار از طریق آزمون موران، که برای تشخیص همبستگی فضایی در بین دو متغیر کاربرد دارد، انجام گرفته است که نتایج آن در جدول (۱) برای عوامل فوق نشان داده شده است. جداول ارائه شده برای این آزمون، به تفکیک هر یک از عوامل، نیز در پیوست و در جدول (۲- پ)، ارائه شده است. آماره i برای این آزمون همانند آماره t در برآورد مدل، معنی‌داری همبستگی فضایی بین هر جفت متغیر را نشان می‌دهد. بطوریکه مقادیر i-*stat* > ۱/۹۶ برای آن، نشاندهنده وجود همبستگی فضایی بطور معنی‌دار در بین متغیرها است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

جدول ۱. آزمون همبستگی فضایی با استفاده از شاخص موران

متغیرهای مدل	*EG*		*Rmp*		*Scale*		*trc*	
	مقدار شاخص	آماره *i*	مقدار شاخص	آماره *i*	مقدار شاخص	آماره *i*	مقدار شاخص	آماره *i*
EG	۰/۵۷	۵/۳۴	۰/۶۲	۵/۳۷	۰/۰۴۹	۰/۷۳	۰/۵۷	۵/۳۴
rmp	۰/۶۲	۵/۳۷	۰/۱۸	۱/۶۷	۰/۸۰	۶/۹۶	۰/۸۱	۷/۰۰
scale	۰/۰۴۹	۰/۷۳	۰/۸۰	۶/۹۶	۰/۵۷	۵/۳۴	۰/۸۱	۷/۰۲
trc	۰/۵۷	۵/۳۴	۰/۸۱	۷/۰۰	۰/۸۱	۷/۰۲	۰/۵۷	۵/۳۴

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که ملاحظه می‌شود به استثنای متغیر rmp، بقیه متغیرها دارای خودهمبستگی فضایی می‌باشند. علاوه بر این، به جز جفت متغیر scale و EG سایر متغیرها، دو به دو با یکدیگر دارای وابستگی فضایی هستند. برهمین اساس، استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی، برای تبیین این وابستگی فضایی در بین متغیرها و در بین مناطق مختلف، نسبت به مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم مناسب‌تر خواهد بود.

۵. نتایج تجربی

۵-۱. اندازه‌گیری تمرکز فضایی صنعت بر حسب ارزش افزوده

جدول (۲) نتایج حاصل از اندازه‌گیری میزان تمرکز فضایی صنعت در اقتصاد ایران با استفاده از شاخص EG در رابطه (۲- ۴) را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود، با توجه به ستون آخر جدول فوق، استان‌های آذربایجان شرقی، مرکزی، قزوین و تهران به ترتیب استان‌هایی هستند که در آنها، فعالیت‌های صنعتی بیشترین پراکندگی را دارند. به عبارت دیگر، استان‌های فوق به ترتیب با ضرایب تمرکز ۰/۰۳، ۰/۰۵ و ۰/۰۶ دارای بیشترین تعداد صنایع در خود بوده و این صنایع در نواحی هر یک از این استان‌ها، بطور پراکنده‌تری در مقایسه با استان‌های دیگر توزیع شده‌اند. در مقابل، استان‌های بوشهر، هرمزگان و ایلام به ترتیب با ضرایب ۰/۶۸، ۰/۲۸ و ۰/۲۶، سه استانی هستند که کمترین تعداد صنایع را در خود جای داده‌اند و همین تعداد کم صنایع نیز، در

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

استان‌های فوق بطور کاملاً متمرکز در مراکز استان‌ها و یا در نواحی خاصی از آنها حضور دارند.

همچنین سطر آخر جدول (۲) میانگین میزان تمرکز فضایی کل استان‌ها را برای دوره ۱۳۹۲- ۱۳۸۵ نشان می‌دهد. با ملاحظه این سطر مشاهده می‌شود که میزان تمرکز فضایی کل صنعت ایران در طی دوره مذکور، از ۰/۱۲ به ۰/۱۹ افزایش یافته است و این نشان از افزایش تمرکز صنایع در استان‌های خاص و بیشتر شدن نابرابری فضایی در صنعت ایران است.

جدول۲. میزان شاخص تمرکز فضایی EG برای استان‌ها برحسب ارزش افزوده در طی دوره ۱۳۹۲- ۱۳۸۵

استان / سال	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	میانگین
آذربایجان شرقی	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳۵
آذربایجان غربی	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۴	۰/۲۳۲
اردبیل	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۶۰
اصفهان	۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۱۰۸
ایلام	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲۶	۰/۳۵	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۳۵	۰/۲۶۸
بوشهر	۰/۴۴	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۶۴	۰/۷۶	۰/۸۰	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۶۸۹
تهران	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۶۳
چهارمحال بختیاری	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۳۲	۰/۲۰	۰/۱۷۹
خراسان جنوبی	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۲۰	۰/۱۷۸
خراسان رضوی	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۰۹۰
خراسان شمالی	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۲۰	۰/۱۰	۰/۲۷	۰/۱۴۴
خوزستان	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۱۳۰
زنجان	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۴۰
سمنان	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۰۶۸
سیستان و بلوچستان	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۲۸	۰/۳۰	۰/۲۹	۰/۲۸	۰/۲۲۴
فارس	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۱۲	۰/۰۸۸
قزوین	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۵۵
قم	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۶۵
کردستان	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۱۹۶
کرمان	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۳۲	۰/۲۴	۰/۲۳۳
کرمانشاه	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۷۲
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۲۰	۰/۲۵	۰/۱۷۵
گلستان	۰/۱۶	۰/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۲	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۲۲۷

گیلان	۰/۰۶۱	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۸۸
لرستان	۰/۰۶۷	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۸۶
مازندران	۰/۰۶۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۲۳
مرکزی	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۴۲
هرمزگان	۰/۱۷	۰/۱۶	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۴۳	۰/۳۷	۰/۴۰	۰/۲۸۳
همدان	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۵۱
یزد	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۱۷۸
میانگین	۰/۱۲۰	۰/۱۳۳	۰/۱۲۹	۰/۱۳۳	۰/۱۹۱	۰/۱۹۶	۰/۱۸۵	۰/۱۸۴	

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه به تحلیل عوامل مؤثر در شکل‌گیری یک چنین توزیعی از فعالیت‌ها با استفاده از رابطه (۶- ۴) پرداخته می‌شود. به منظور محاسبه همه متغیرهای موجود در رابطه فوق، از اطلاعات موجود در مرکز آمار ایران و وزارت راه و شهرسازی برای سال‌های ۱۳۸۵ إلی ۱۳۹۲ استفاده شده است. همچنین برای برآورد مدل پانل فضایی فوق، نرم افزار متلب و کدهای ارائه شده در آن مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۵-۲. برآورد مدل: تحلیل عوامل مؤثر در نابرابری فضایی

جدول (۳) نتیجه آزمون فضایی هاسمن را نمایش می‌دهد. این آزمون برای تشخیص مناسب بودن یکی از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی در برآورد مدل‌های پانل فضایی بکار می‌رود. بطوریکه بعد از برآورد هر دو روش اثرات ثابت و تصادفی، آماره این آزمون قابل محاسبه است. در صورت پائین بودن سطح احتمال محاسبه شده از لحاظ آماری ($prob < ۰.۰۲۵$)، فرضیه برآورد روش اثرات تصادفی رد شده و روش اثرات ثابت برای برآورد مدل پانل فضایی پذیرفته می‌شود. نتایج جدول ۳ و مقدار $prob$ برای آن (۰/۳۲) نشان می‌دهد که برآورد روش اثرات تصادفی برای مدل مورد مطالعه ما مناسب است.

جدول ۳. آزمون فضایی هاسمن

آماره آزمون	٤/٦٥
درجه آزادی	٤
سطح احتمال (prob)	۰/۳۲

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

جدول (۴) نتایج حاصل از برآورد مدل پانل دیتای فضایی (۶- ۴) با استفاده از روش اثرات تصادفی را نشان می‌دهد. همانطور که از جدول فوق مشاهده می‌شود، چشمگیرترین نتیجه‌ای که از برآورد مدل فوق حاصل شده است، وجود وابستگی فضایی قوی و از لحاظ آماری معنی‌دار در بین استان‌های ایران، برای نحوه شکل-گیری توزیع فضایی فعالیت‌های صنعتی است. وجود این نوع وابستگی را می‌توان بواسطه مقدار پارامتر برآورد شده برای ρ ملاحظه کرد. براساس جدول (۴)، میزان این برآورد معادل ۰/۳۱ می‌باشد که در سطح احتمال ۰/۹۹، از لحاظ آماری معنی‌دار است. این میزان از پارامتر ρ بیانگر شدت وابستگی فضایی بسیار قوی در بین استان-ها می‌باشد. به عبارت دیگر، مقدار فوق بدین معنی است که اگر متوسط میزان تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در سایر استان‌ها، به مقدار ۱۰ درصد افزایش یابد، در اینصورت تمرکز فضایی فعالیت‌های فوق در استان مورد نظر، به طور متوسط حدود ۳ درصد افزایش خواهد یافت. بطوریکه این وابستگی فضایی، در مناطق نزدیک‌تر به منطقه مورد نظر به طور متوسط از شدت بیشتری برخوردار بوده و با دور شدن از این منطقه، شدت وابستگی نیز کاهش می‌یابد.

جدول ٤. نتایج برآورد ضرایب مدل پانل دیتای فضایی (٦- ٤) با استفاده از روش اثرات تصادفی

متغیر توضیحی	ضریب تخمین	آماره t-state	سطح معنی‌داری
بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس (Scale)	۰/۰۷	۲/۵۰۵	۰/۰۱۲۲
پتانسیل واقعی بازاری (Rmp)	-۰/۰۰۰	-۳/۲۰۲	۰/۰۰۱۳
هزینه‌های حمل و نقل (Trc)	۰/۰۰۰۱	۴/۲۰۸	۰/۰۰۰
ضریب وابستگی فضایی (ρ)	۰/۳۱۲	۳/۹۳۶	۰/۰۰۰
آماره R^2		۰/۸۷	

منبع: محاسبات تحقیق

وجود این وابستگی فضایی قوی در بین استان‌ها موجب می‌شود تا تأثیرگذاری هر یک از عوامل مؤثر در میزان تمرکز فضایی صنعت، دارای اثرات غیرمستقیم بر روی نحوه توزیع فضایی فعالیت‌های صنعت در استان‌های دیگر نیز باشد. اما قبل از پرداختن به اثرات مستقیم و غیرمستقیم فوق، ابتدا به بررسی میزان ضرایب برآورد شده هر یک از متغیرهای موجود در مدل (۶- ۴) و معنی‌دار بودن آنها از لحاظ آماری و تحلیل آنها پرداخته می‌شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

نتایج جدول (۴) بیان می‌کند که عامل بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در هر یک از استان‌ها، تأثیر مثبت و معنی‌دار از لحاظ آماری و در سطح احتمال ۰/۹۹، بر روی میزان تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران دارد. مقدار ضریب برآورد شده برای این عامل ۰/۰۷ است. واقعیت نتیجه بالا این است که هر چقدر یک استان از بازدهی بیشتری نسبت به مقیاس برخوردار باشد، میزان شاخص EG برای آن استان مقدار بیشتری را به خود خواهد گرفت که این به معنی تمرکز بسیار بالای فعالیت‌های صنعتی در داخل آن استان است. البته دقت در اطلاعات جدول (۲) نشان خواهد داد که استان‌هایی که دارای تمرکز بسیار بالای صنعت در داخل خود هستند، عموماً استان‌هایی هستند که تعداد صنایع کمتری در خود می‌باشند و به نظر می‌رسد این تمرکز بسیار بالای تمرکز فضایی هم به دلیل همین تعداد کم صنایع باشد که تنها در مراکز استان‌ها مستقر هستند و نواحی دیگر استان، خالی از فعالیت صنعتی است. بنابراین می‌توان از جدول (۳) اینگونه نتیجه‌گیری کرد که هر چقدر یک استان از بازدهی بیشتری نسبت به مقیاس برخوردار باشد، تعداد صنایع در آن استان کم بوده و علاوه بر این سطح تراکم صنایع در کل استان فوق پائین می‌باشد و این به معنی نابرابری فضایی قوی‌تر در داخل آن استان است. این نتیجه‌ای کاملاً خلاف انتظار و تئوری، بویژه برخلاف نتیجه مدل کروگمن است.

اینکه چرا بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در صنعت ایران، تأثیر منفی در صنعتی شدن استان‌ها دارد و برخلاف نتایج مدل کروگمن، موجب جذب فعالیت‌های بیشتر به سمت استان با بازدهی بالاتر نمی‌شود، مسئله‌ای است که نیاز به بررسی و تحقیق گسترده‌ای دارد. اما چیزی که از ساختار صنعتی و اقتصادی ایران به نظر می‌رسد، می‌تواند بیانگر این باشد که اقتصاد ایران بدلیل دولتی بودن و غالب بودن تصمیمات دولتی بر تصمیمات فردی موجب شده است تا تصمیمات مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی نیز بدرستی اتخاذ نشود.

متغیر پتانسیل بازاری نیز در جدول (۴) دارای اثرگذاری معنی‌داری از لحاظ آماری بر روی نحوه توزیع فضایی صنعت در بین استان‌ها است. بطوریکه این تأثیر در سطح احتمال ۰/۹۹ نیز مورد قبول می‌باشد. اما ضریب برآورد شده برای این عامل ۰/۰۰۰- است و عملاً

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

متغیر فوق نتوانسته است درصد قابل توجهی از تغییرات تمرکز فضایی را توضیح دهد. هر چند علامت ضریب، برخلاف متغیر قبلی بیانگر جهت درستی از اثرگذاری بر روی میزان تمرکز است، اما این اثرگذاری قوی نیست.

در نهایت، عامل هزینه مبادله که بواسطه متغیر هزینه‌های حمل و نقل اندازه‌گیری شده است، دارای آماره t-stat معنی‌دار با میزان ۴/۲۰ می‌باشد که نشان می‌دهد اثرگذاری این متغیر نیز در سطح احتمال ۰/۹۹ پذیرفته شده است. ضریب برآورد شده برای متغیر فوق معادل ۰/۰۰۱ است. بطوریکه علامت آن بیان می‌کند که با افزایش هزینه‌های حمل و نقل در بین استان‌ها، میزان شاخص EG نیز در اغلب استان‌ها افزایش می‌یابد که این نشاندهنده کاهش تعداد فعالیت‌های صنعتی در اغلب آنها و کشیده شدن فعالیت‌های فوق به تعداد کمی از استان‌ها است. به عبارت دیگر افزایش هزینه‌های حمل و نقل، موجب تمرکز فعالیت‌های صنعتی در تعداد کمی از استان‌ها می‌شود و این نابرابری فضایی صنعت را افزایش می‌دهد. نتایج مربوط به برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای توضیحی مدل (۶- ۴) بر روی تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌ها در جدول (۵) نمایش داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم مدل (٦- ٤)

متغیر توضیحی	اثرات مستقیم		اثرات غیرمستقیم	
	ضریب	آماره t-state	ضریب	آماره t-state
بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس	۰/۰۷	۲/۵۳	۰/۰۳	۱/۹۳
پتانسیل واقعی بازاری	-۰/۰۰۰	-۳/۲۳	-۰/۰۰۰	-۲/۰۹
هزینه‌های حمل و نقل	۰/۰۰۰۱	۴/۳۳	۰/۰۰۰	۲/۸۳

منبع: محاسبات تحقیق

همانطور که ملاحظه می‌شود، از بین سه متغیر توضیحی مورد مطالعه در این پژوهش، تنها متغیر بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس است که دارای اثرات غیرمستقیم مطابق با رابطه (۵- ۴) می‌باشد. بطوریکه ضریب برآورد شده برای عامل فوق در اثرات غیرمستقیم برابر ۰/۰۳ است که در سطح احتمال ۰/۹۰، این اثرگذاری از لحاظ آماری معنی‌دار و قابل قبول می‌باشد. وجود اثرات غیرمستقیم معنی‌دار برای عامل مذکور بدین معنی است که با بالا

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

رفتن بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در استان j میزان تمرکز فضایی فعالیت‌ها در آن استان افزایش یافته و این افزایش از طریق پارامتر ρ و ماتریس W بر روی تعداد صنایع موجود در استان i و تمرکز فضایی صنعت در این استان نیز تأثیر می‌گذارد. البته استان j تنها استانی نیست که این اثرگذاری را بر روی استان i دارد. بلکه تغییرات بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در همه استان‌های مورد بررسی (j، k و ...) این اثرگذاری را بر روی نحوه توزیع فعالیت‌های صنعتی در استان i دارند. بگونه‌ای که بطور متوسط، مجموع این اثرگذاری‌های غیرمستقیم، حدود ۳ درصد از تغییرات میزان تمرکز فضایی در صنعت استان i را توضیح می‌دهد.

٦. نتیجه‌گیری

استفاده از مدل‌های فضایی برای بررسی ساختار بازار صنعتی از لحاظ جغرافیایی و منطقه‌ای، مسئله‌ای است که در پژوهش‌های مربوط به اقتصاد ایران کمتر به آن پرداخته شده است. این در حالی است که تحلیل فضایی از صنعت و بکارگیری مدل‌ها و تحلیل‌های فوق بطور مناسب برای اقتصاد ایران می‌تواند در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های منطقه‌ای و کلان اقتصادی ابزار مفیدی باشد. در این مطالعه ما با اندازه‌گیری میزان تمرکز فضایی فعالیت‌های صنعتی در بین استان‌های ایران با استفاده از شاخص EG، به تحلیل عوامل مؤثر بر شکل‌گیری و تغییر نحوه توزیع فضایی صنعت و نابرابری در این توزیع برای دوره ۹۲- ۱۳۸۵ پرداختیم. نتایج اندازه‌گیری شاخص EG نشان داد که توزیع فعالیت‌های صنعتی در اقتصاد ایران و در بین استان‌ها، شدیداً از لحاظ جغرافیایی نابرابر است. علاوه بر این، توزیع فوق در داخل اغلب استان‌ها نیز کاملاً نابرابر و احتمالاً متمرکز در مراکز استان-ها می‌باشد. به عبارت دیگر، در اقتصاد ایران، توزیع فضایی صنعت هم بصورت بین استانی و هم بصورت درون استانی، شدیداً نابرابر است.

همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل پانل دیتای فضایی (۶- ۴) به منظور تحلیل عوامل مؤثر بر شکل‌گیری چنین توزیعی از فعالیت‌های صنعتی، نشان می‌دهد که عامل بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، هرچند دارای اثرگذاری معنی‌دار از لحاظ آماری داشته است، اما

جهت این اثرگذاری برخلاف تئوری‌های موجود می‌باشد. به عبارت دیگر، نتایج فوق بیانگر این است که استان‌هایی که دارای بازدهی فزاینده بالایی می‌باشند، تعداد صنایع کمتری در خود دارند و این تعداد صنایع کم، بصورت کاملاً نابرابر در داخل استان‌های فوق توزیع شده‌اند. عامل توان بالقوه بازاری استان‌ها، هر چند جهت اثرگذاری صحیحی بر روی میزان تمرکز دارد، اما نتوانسته است تأثیر قابل توجهی بر روی توزیع صنعت در اقتصاد ایران داشته باشد. ولی در مقابل، عامل هزینه‌های حمل و نقل توانسته است تأثیر معنی‌داری بر روی توزیع فوق داشته باشد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

منابع و مآخذ

- Beaudry, Paul, Green, David A., and Sand, Ben.(2014). Spatial equilibrium with unemployment and wage bargaining: Theory and estimation. Journal of Urban Economics, 79(C):2-19, 2014.
- Combes, Pierre-Philippe, Mayer, Thierry, and Thisse, Jacques-Francois. (2008). Economic Geography: The integration of Regions and Nations. Princeton University Press, New Jersey, 2008.
- 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 Farsi).
- Drucker, Joshua and Feser, Edward.(2012). Regional industrial structure and agglomeration economies: An analysis of productivity in three manufacturing industries. Regional Science and Urban Economics, 42(12):1-14, 2012.
- Duranton, Gilles. (2015). Agglomeration effects in Colombia. Mimeograph, Wharton University, 2015.
- Ellison, Glenn and Glaeser, Edward L.(1997). Geographic concentration in US manufacturing industries: A dartboard approach. Journal of Political Economy, 105(5):889-927, 1997.
- Ellison, Glenn, Glaeser, Edward L., and Kerr, William R. (2010). What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns. American Economic Review, 100(3):1195-1213, 2010.
- Elhorst J. Paul. (2014). Spatial econometrics; From cross- sectional data to spatial panels. Springer briefs in regional sciences. 2014.
- Fujita, Masahisa, Krugman, Paul R., and Venables, Anthony J. (1999). The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade. mit Press, Cambridge, 1999
- Fujita, M., and J.-F. Thisse. (2002) .Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth. Cambridge University Press. 2002.
- Fujita, M., and J.-F. Thisse. (2009). New economic geography: An appraisal on the occasion of Paul Krugman's 2008 Noble prize in economic sciences. Regional Science and Urban Economics 39 (2009) 109–119. 2009
- Garretsen, J.H. (2005). From Koopmans to Krugman: International economics and geography. Multidisciplinary Economics, Springer. 425–436. 2005
- Helpman, E. (1998). The size of regions. InTopics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis (ed. D. Pines, E. Sadka, and Y. Zilcha), pp. 33–54. Cambridge University Press. 1998
- 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
- Krugman, P. R. (1991). Increasing returns and economic geography. Journal of Political Economy (99): 483– 99. 1991
- Lasage, J,. Pace, K. (2013). Introduction to spatial econometrics. Translated in Farsi by: Jalaie, E, A., Jamshidnezhad, A. 2013, Noure Elm Press. First Edition.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

- 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.
- McCann, Ph. (2013). Modern urban and regional Economics. Translated in Farsi by: Reisi, D,. Noure Elm Press, First Edition, 2015.
- Mehregan, N., Teymourei, Y. (2012). Calculation of the geographic concentration of industries in provinces of Iran. Journal of Research and Economic Policies, 20 (61), pp. 175- 192. (in Farsi)
- 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 Farsi)
- Mehregan, N., Teymourei, Y. (2013). Industrial location with spatial economics approach. Bu-Ali Sina University Press, First Edition, 2013. (in Farsi)
- Mehregan, M. (2008). quantitative models for evaluating the performance of organizations- DEA. Published by: Management Department of University of Tehran. Second Edition, 2008. (in Farsi)
- Rasekhi, S., Dindar Rostami, M. (2012). Wage gap among provinces of Iran; Application of the new economic geography. Journal of Research and Economic Policies, 20 (64): pp. 47- 64. (in Farsi)
- Redding, S. J. (2010). The empirics of new economic geography. Journal of Regional Science, 50(1), 297–311. 2010.
- Samadi, A., Dehghani Shabani, Z., & Moradi Kouchi, A. (2014). Spatial analysis of the impact of inequality of income distribution on economic growth in Iran. Research Journal of Economic Growth and Development, 5 (19): pp. 58- 72. (in Farsi).
- Sanchis, 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.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

پیوست

جدول (۱- پ): نتایج برآورد میزان کارایی در سطح مقیاس استانها

استان / سال	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲
آذربایجان شرقی	۰/۵۱	۰/۶۴	۰/۷۰	۰/۷۲	۰/۶۲	۰/۶۵	۰/۸۵	۰/۹۰
آذربایجان غربی	۰/۴۷	۰/۵۴	۰/۵۶	۰/۵۴	۰/۶۱	۰/۵۷	۰/۶۹	۰/۶۸
اردبیل	۰/۷۶	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۸۱	۰/۷۹	۰/۸۶	۰/۸۳
اصفهان	۰/۶۹	۰/۸۷	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۹۶	۰/۸۷	۰/۹۸	۰/۹۳
ایلام	۰/۴۰	۰/۵۸	۰/۶۰	۰/۶۱	۰/۷۲	۰/۵۹	۰/۶۸	۰/۷۲
بوشهر	۰/۸۹	۰/۹۷	۰/۹۸	۱	۱	۱	۱	۰/۹۸
تهران	۰/۶۸	۰/۹۶	۰/۷۴	۰/۹۹	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۸۰	۰/۹۴
چهارمحال بختیاری	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۸۶	۰/۸۶	۰/۹۷	۰/۹۷
خراسان جنوبی	۰/۵۴	۰/۵۹	۰/۶۷	۰/۶۶	۰/۷۱	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۱
خراسان رضوی	۰/۹۷	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۷۸	۰/۷۵	۰/۸۰
خراسان شمالی	۰/۳۸	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۴۴	۰/۴۹	۰/۴۶
خوزستان	۰/۷۲	۰/۹۱	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۸۶
زنجان	۰/۸۹	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۱	۰/۸۹	۰/۹۹	۰/۹۸
سمنان	۰/۷۱	۰/۸۰	۰/۸۳	۰/۸۲	۰/۷۹	۰/۷۹	۰/۷۶	۰/۷۹
سیستان و بلوچستان	۰/۶۰	۰/۶۲	۰/۵۹	۰/۵۵	۰/۶۰	۰/۶۲	۰/۵۸	۰/۶۱
فارس	۰/۴۰	۰/۴۶	۰/۵۰	۰/۵۷	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۶۴	۰/۶۵
قزوین	۰/۸۵	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۸
قم	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۹۱	۰/۸۲	۰/۸۶	۱	۱
کردستان	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۸۲	۰/۷۴	۰/۸۰	۰/۷۷	۰/۸۲	۰/۸۱
کرمان	۰/۵۴	۰/۶۱	۰/۵۷	۰/۶۷	۰/۵۹	۰/۵۷	۰/۷۵	۰/۹۳
کرمانشاه	۰/۵۶	۰/۶۲	۰/۶۰	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۲	۰/۷۲	۰/۷۴
کهگیلویه و بویراحمد	۱	۱	۱	۰/۹۹	۱	۱	۰/۹۸	۱
گلستان	۰/۶۱	۰/۶۳	۰/۶۴	۰/۶۳	۰/۶۹	۰/۶۴	۰/۸۰	۰/۸۰
گیلان	۰/۴۷	۰/۵۷	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۵۹	۰/۶۴	۰/۷۷	۰/۸۰
لرستان	۰/۶۴	۰/۶۷	۰/۷۱	۰/۶۹	۰/۷۳	۰/۷۰	۰/۷۹	۰/۷۷
مازندران	۰/۵۱	۰/۶۳	۰/۷۱	۰/۸۰	۰/۶۹	۰/۶۸	۰/۸۷	۰/۸۷
مرکزی	۰/۸۳	۰/۹۴	۰/۹۷	۱	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۸
هرمزگان	۰/۸۲	۰/۸۹	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۸۷	۰/۸۰
همدان	۰/۵۶	۰/۶۰	۰/۶۲	۰/۶۵	۰/۶۹	۰/۶۵	۰/۸۱	۰/۷۹
یزد	۰/۸۸	۰/۹۶	۰/۹۸	۱	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۹	۰/۹۸

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

جدول (۲- پ): محاسبه میزان شاخص موران برای آزمون همبستگی فضایی در بین هر جفت متغیر مدل

```
>>  results=moran(scale,rmp,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.80549567
Moran I-statistic          6.96662169
Marginal Probability       0.00000000
mean                      -0.00544107
standard deviation         0.11640315

>>  results=moran(scale,trc,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.81988563
Moran I-statistic          7.02690151
Marginal Probability       0.00000000
mean                      -0.00281997
standard deviation         0.11707943

>> results=moran(trc,rmp,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.81009183
Moran I-statistic          7.00610654
Marginal Probability       0.00000000
mean                      -0.00544107
standard deviation         0.11640315

>> results=moran(EG,rmp,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.62030433
Moran I-statistic          5.37567391
Marginal Probability       0.00000008
mean                      -0.00544107
standard deviation         0.11640315

>>  results=moran(EG,trc,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.57249403
Moran I-statistic          5.34781257
Marginal Probability       0.00000009
mean                      -0.02319143
standard deviation         0.11138862

>> results=moran(EG,scale,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.04901752
Moran I-statistic          0.73260524
Marginal Probability       0.46379924
mean                      -0.03261475
standard deviation         0.11142737
```

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

```
>> results=moran(EG,EG,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.57249403
Moran I-statistic          5.34781257
Marginal Probability       0.00000009
mean                      -0.02319143
standard deviation         0.11138862

>> results=moran(scale,scale,W);
>>  prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.57249403
Moran I-statistic          5.34781257
Marginal Probability       0.00000009
mean                      -0.02319143
standard deviation         0.11138862
>> results=moran(rmp,rmp,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.18950656
Moran I-statistic          1.67476247
Marginal Probability       0.09398085
mean                      -0.00544107
standard deviation         0.11640315

>> results=moran(trc,trc,W);
>> prt(results)
Moran I-test for spatial correlation in residuals

Moran I                    0.57249403
Moran I-statistic          5.34781257
Marginal Probability       0.00000009
mean                      -0.02319143
standard deviation         0.11138862
```

منبع: محاسبات تحقیق- خروجی نرافزار متلب

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.6.24.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.6.24.7]

جدول (۳-پ): نتایج برآورد اثرات ثابت در نرم افزار متلب برای انجام آزمون هاسمن

```
Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects
R-squared          =    0.8948
corr-squared       =    0.2157
sigma^2            =    0.0020
Nobs,Nvar,#FE      =    240,     4,    33
log-likelihood     =        416.73881
# of iterations    =      1
min and max rho    =   -1.0000,   1.0000
total time in secs =    0.0780
time for optimiz   =    0.0150
time for lndet     =    0.0310
Pace and Barry, 1999 MC lndet approximation used
order for MC appr  =     50
iter  for MC appr  =     30
*****************************************************************
Variable        Coefficient  Asymptot t-stat    z-probability
variable 1        -0.022266       -0.442716        0.657971
variable 2        -0.000000       -2.649835        0.008053
variable 3         0.000128        4.641703        0.000003
W*dep.var.         0.292993        3.580906        0.000342

    direct    t-stat   indirect    t-stat   total    t-stat

ans =

   -0.0236   -0.4695   -0.0092   -0.4391   -0.0328   -0.4682
   -0.0000   -2.6819   -0.0000   -1.8634   -0.0000   -2.5773
    0.0001    4.9497    0.0001    2.7792    0.0002    5.1951
```

منبع: محاسبات تحقیق- خروجی نرافزار متلب

جدول (٤- پ): نتایج برآورد مدل اثرات تصادفی، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و آزمون فضایی هاسمن در نرم افزار متلب

```
Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial random effects
R-squared          =    0.8781
corr-squared       =    0.0852
sigma^2            =    0.0020
Nobs,Nvar          =    240,     4
log-likelihood     =   -7.734186e+008
# of iterations    =      9
min and max rho    =   -1.0000,   1.0000
total time in secs =    0.7170
time for optimiz   =    0.7020
time for lndet     =    0.0310
time for t-stats   =    0.0150
No lndet approximation used
*****************************************************************
Variable        Coefficient  Asymptot t-stat    z-probability
variable 1        0.070449        2.505704        0.012221
variable 2       -0.000000       -3.202746        0.001361
variable 3        0.000108        4.208162        0.000026
W*dep.var.        0.312976        3.936674        0.000083
teta              0.138765        5.516573        0.000000

    direct    t-stat   indirect    t-stat   total    t-stat

ans =

    0.0706    2.5359    0.0307    1.9300    0.1013    2.5089
   -0.0000   -3.2271   -0.0000   -2.0868   -0.0000   -3.0464
    0.0001    4.3315    0.0000    2.8355    0.0002    4.6019

Hausman test-statistic, degree of freedom and probability=   4.6492,     4,    0.3252
```

منبع: محاسبات تحقیق- خروجی نرافزار متلب