

# تحلیل فضایی بیکاری در ایران

تاریخ دریافت: ۸۷/۰۴/۰۲

تاریخ تایید: ۸۷/۰۹/۲۴

محمد جواد سعادت<sup>۱</sup>

کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران

زهرا (میلا) علمی<sup>۲</sup>

عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران

نعمت الله اکبری<sup>۳</sup>

عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان

## چکیده

در ایران، نرخ‌های بیکاری منطقه‌ای، تفاوت‌های گسترده‌ای را نشان می‌دهند. به طوری که در سال ۱۳۸۵، نرخ بیکاری استان سیستان و بلوچستان ۳۱/۵ درصد و استان یزد ۷/۸۷ درصد بوده است. این تفاوت، در سطح شهرستان‌ها، گسترده‌تر می‌باشد. به عنوان مثال، در سال ۱۳۸۵، نرخ بیکاری شهرستان سراوان استان سیستان و بلوچستان ۵۹/۸۷ درصد و شهرستان ابوموسی استان هرمزگان ۰/۱۵ درصد بوده است. از این رو، به دلیل تفاوت‌های منطقه‌ای نرخ بیکاری، بررسی آن در فضایی جغرافیایی حائز اهمیت می‌باشد. در این مقاله، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی که در مورد خودهمبستگی فضایی کاربرد دارند و داده‌های اقتصادی-اجتماعی سال ۱۳۸۵ مرکز آمار ایران، ساختار فضایی تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای ایران را در سطح ۳۳۶ شهرستان، بررسی کرده‌ایم. هدف اصلی، توضیح تفاوت‌های موجود در بیکاری مناطق مختلف ایران با استفاده از یک مدل مقطعی بوده است. یافته‌های ما نشان می‌دهند که در بازار کار ایران، در سال ۱۳۸۵ دو پدیده خودهمبستگی فضایی مثبت بین متغیرها و ناهمبستگی فضایی میان آن‌ها وجود داشته است. اینکه مناطق با بیکاری بالا و یا پایین، خوشه‌هایی را در فضا تشکیل داده‌اند نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی فضایی میان مناطق است و اینکه در بعضی موارد، رفتارهای عوامل اقتصادی، با توجه به تجزیه و تحلیل داده‌های فضایی توضیحی (ESDA) ناپایا هستند، نشان‌دهنده ناهمبستگی فضایی است که پایداری و دوام فضا را اثبات می‌کند.

واژگان کلیدی: تحلیل فضایی، بیکاری منطقه‌ای در ایران، وابستگی فضایی، خودهمبستگی فضایی

طبقه‌بندی موضوعی: C21, J01, J60

## مقدمه

بیکاری هر نهاد تولید، به منزله از دست رفتن فرصت بهره‌برداری از آن، برای تولید محصول است. انباشته شدن فرصت‌های از دست رفته در طی زمان، منجر به ضعف نسبی اقتصاد آن منطقه، در مقایسه با

1. Email: msaadatster@gmail.com

مدرس دانشگاه پیام نور

2. Email: z.elmi@umz.ac.ir

3. Email: akbari\_n@econ.ui.ac.ir

سایر مناطق می‌شود. در میان عوامل تولید، عدم اشتغال نیروی انسانی، افزون بر آثار اقتصادی، به دلیل آثار اجتماعی، فرهنگی و سیاسی، از اهمیت بیشتری برخوردار است. در ایران در کنار نامطلوب بودن بیکاری، به دلیل به سن کار رسیدن موج جمعیتی حاصل از نرخ‌های رشد بالای جمعیت سال‌های اولیه انقلاب، تأمین اشتغال از ضروری‌ترین برنامه‌های سال‌های پیش رو قرار گرفته است. در این میان، شناخت ماهیت بیکاری و عوامل مؤثر بر آن، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد.

علاوه بر بیکاری، تفاوت نرخ بیکاری مناطق نیز قابل توجه است. نرخ بیکاری اعلام شده، تفاوت‌های میان مناطق را در خود پنهان می‌کند. بر اساس داده‌های رسمی کشور، نرخ بیکاری<sup>۱</sup> سال ۱۳۸۵، حدوداً ۱۴/۲۸ درصد بوده در صورتی که تفاوت بسیار زیادی بین مناطق وجود داشته است. به عنوان مثال، در این سال، نرخ بیکاری استان سیستان و بلوچستان ۳۱/۵ درصد و استان یزد ۷/۸۷ درصد بوده است. این تفاوت، در سطح شهرستان‌ها به صورت گسترده‌تری وجود داشته است. به طوری که نرخ بیکاری شهرستان سراوان استان سیستان و بلوچستان ۵۹/۸۷ درصد و شهرستان ابوموسی استان هرمزگان ۰/۱۵ درصد بوده است. بنابراین، در این مقاله برآن شده‌ایم تا به بررسی نرخ بیکاری در فضایی جغرافیایی بپردازیم.

انجام مطالعات تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای، مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص، که به صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آن‌ها دست می‌یابد. وقتی در تحقیق، با داده‌هایی روبرو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر بکارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان مناسب نمی‌باشد. تفاوت اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم، در توانایی و کاربرد تکنیک اقتصادسنجی، در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکانی هستند. زمانی که داده‌های نمونه‌ای دارای جزء مکانی هستند دو مسئله وجود دارد:<sup>۲</sup>

۱- میان مشاهدات، وابستگی فضایی وجود دارد.

۲- ناهمسانی فضایی در روابطی که مدل‌سازی می‌کنیم، رخ خواهد داد.

بنابراین، اقتصادسنجی فضایی با دو ویژگی مشخص می‌شود: الف- وابستگی فضایی بین مشاهدات نمونه در نقاط مختلف؛ ب- ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط یا پارامترهای مدل است که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌یابد.

اقتصادسنجی مرسوم، دو موضوع وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد. چرا که، در صورت توجه به آن‌ها، قضیه گاس - مارکف مبنی بر وجود خصوصیات مطلوب برای تخمین زنده‌های روش حداقل مربعات معمولی، نقض خواهد شد. در قضیه گاس مارکف، فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت هستند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض

۱. آمارهای اعلام شده از سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ استخراج شده است.

2. Lesage (1999)

را نقض می‌کند؛ همچنین، ناهمسانی فضایی، وجود یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای را نقض می‌کند. چرا که با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها، با حرکت بین داده‌های نمونه فضایی، رابطه تغییر خواهد کرد و ضرائب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهند بود و در نتیجه شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم، کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی است.

در اکثر مطالعات انجام شده در مورد بازار کار، به جنبه‌های فضایی بازار کار توجه‌ای نشده است. اگر چه در مطالعات مربوط به مهاجرت و تعاملات بین مناطق، تا اندازه‌ای به مفهوم فضا توجه شده است، اما در اکثر این مطالعات، مهاجرت در دنیای غیرفضایی اتفاق می‌افتد که در آن، موقعیت مبدأ و مقصد جریان مهاجرت، از اهمیت کمتری برخوردار است. در این مطالعات، اثر اصطحاک‌کی فاصله نادیده گرفته شده است. در این مطالعه، به دلیل اهمیت بیکاری در ایران و تفاوت‌های منطقه‌ای این معضل اقتصادی-اجتماعی، بیکاری منطقه‌ای و تعاملات موجود در آن را در چارچوب اقتصادسنجی فضایی بررسی نموده‌ایم تا شاید نتایج حاصل از آن راهگشای سیاست‌گذاران اقتصاد کشور قرار گیرد.

## ۱- مروری بر مطالعات انجام شده

### ۱-۱- مطالعات انجام شده در داخل

مطالعات انجام شده در زمینه اشتغال در ایران را به چند دسته می‌توان تقسیم نمود. اول مطالعاتی است که اشتغال در کل کشور یا بخش‌های اقتصادی را به صورت تک معادله بررسی کرده‌اند و هدف اکثر آن‌ها، بیان رابطه چند متغیر توضیحی با متغیر وابسته اشتغال یا نیروی کار بوده است. به عنوان مثال می‌توان به مطالعه لیلی متقی (۱۳۷۷)، با عنوان تحلیل و برآورد تقاضای اشتغال در ایران در دامنه زمانی ۱۳۵۰ الی ۱۳۷۵، مطالعه علیرضا امینی (۱۳۷۸)، با عنوان برآورد الگوی تقاضای نیروی کار در اقتصاد ایران و پیش‌بینی آن برای سال‌های (۱۳۷۶-۱۳۷۸) اشاره کرد.

دسته دوم مطالعاتی است که، به بررسی سیستم اقتصاد کشور پرداخته‌اند. در این گروه از مطالعات، الگویی کلان برای اقتصاد کشور طراحی شده است که در آن، موضوع اشتغال با درجه اهمیت متفاوتی ظاهر می‌شود. بیش از ۵۴ الگوی کلان اقتصادسنجی برای ایران طراحی شده است، که اسامی برخی از آن‌ها در زیر آمده است:

- الگوی اقتصادسنجی کلان شهشانی در سال ۱۳۵۵؛

- الگوی اقتصادسنجی کلان عرب مازار و نوفرستی در سال ۱۳۷۳؛

- الگوهای کلان ارائه شده در برنامه سوم توسعه اقتصادی؛

- الگوهای کلان ارائه شده در سند برنامه چهارم توسعه اقتصادی.

دسته سوم مطالعاتی هستند که از روش پویای سیستمی برای تحلیل‌های کلان استفاده کرده‌اند. مانند مطالعه انجام شده توسط رضوی و مشرفی با عنوان تحلیل دینامیکی اشتغال در اقتصاد ایران که با روش تحلیل پویای سیستمی به بررسی قانون آگان در ایران پرداخته‌اند. با بررسی مطالعات انجام شده در ایران، این نکته را درمی‌یابیم که در اکثر این مطالعات، به عامل فضا توجه‌ای نشده است.

صباغ کرمانی در بررسی نابرابری‌های موجود در بین استان‌های کشور در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۶، در زمینه سهم ارزش افزوده صنعت در تولید ناخالص ملی و نرخ رشد اشتغال، از شاخص‌های نابرابری ضریب تغییرات غیرموزون، تایل و ویلیامسون استفاده کرده است. با توجه به نتایج این مطالعه، استان‌هایی که صنعتی‌تر بوده‌اند، در طی زمان رشد کمتری را نسبت به سایر استان‌ها داشته‌اند. بر اساس دو شاخص تایل و ویلیامسون، نابرابری‌ها در طی زمان کاهش یافته بود، در صورتی که شاخص ضریب تغییرات غیرموزون این مطلب را تأیید نمی‌کرد. با اتکاء به نتایج این مطالعه و لحاظ این نکته که نابرابری بین استان‌ها قابل توجه است، می‌توان نتیجه گرفت که مکانیسم تعدیل در بین مناطق ایران، همانند بیشتر مناطق در اروپا مشکلات جدی دارد.

مطالعه پژویان و امینی نشان می‌دهد که افزایش حداقل دستمزد واقعی در ایران باعث به هم زدن توزیع اشتغال بر حسب جنس و سن می‌شود و جوانان و زنان بیشترین آسیب را می‌بینند. اما در مورد اثر آن بر بیکاری مناطق بررسی انجام نشده است.

## ۲-۱- مطالعات انجام شده در خارج

آپای فلیزتکین<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) در مقاله خود تحت عنوان «بیکاری منطقه‌ای در ترکیه»، نشان داد که کشور ترکیه هم از بیکاری بالا و هم از تفاوت‌های بسیار زیاد در بیکاری مناطق رنج می‌برد. او در مقاله خود، از تکنیک‌های فضایی و ناپارامتریکی برای بررسی ناهمگونی‌های گسترده نرخ بیکاری منطقه‌ای برای سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۰۰ کشور ترکیه استفاده کرده است. نتایج حاصل نشان می‌دهند نرخ بیکاری در بین استان‌ها موزون و ماندگار است و شکاف موجود بین مناطق، با خوشه‌های فضایی ایجاد شده در سراسر کشور ترکیه، بیشتر می‌شود.

آناکاترین نیبهر<sup>۲</sup> در مقاله‌ای با عنوان «تعامل فضایی و بیکاری منطقه‌ای در اروپا» به بررسی مشکلات بازار کار اروپا و تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای در این کشورها می‌پردازد و بیان می‌دارد که تعاملات فضایی از جمله مهاجرت و سفرهای کوتاه بین شهری و تجارت بین منطقه‌ای احتمالاً دلیل

1. Alpay Filiztekin  
2. Annekatrin Niebuhr

وابستگی فضایی در بازار کار می‌باشد. ایشان همخوانی فضایی در بیکاری منطقه‌ای را برای نمونه‌ای از کشورهای اروپایی در بین سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰ به وسیله محاسبه خودهمبستگی فضایی و روش‌های اقتصادسنجی فضایی مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج به دست آمده، نشان‌دهنده وابستگی فضایی معنادار میان بازار کار منطقه‌ای در اروپا می‌باشد. همچنین نشان می‌دهد مناطق با بیکاری بالا و مناطق با بیکاری پایین تمایل دارند، خوشه‌هایی را در فضا تشکیل دهند.

اورمن و پوگا<sup>۱</sup> (۲۰۰۲)، خوشه‌های بیکاری را در سراسر اروپا را در مطالعه‌ای با عنوان «خوشه‌های بیکاری در میان مناطق و کشورهای اروپایی»، بررسی کردند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که نرخ بیکاری در میان مناطق همسایه نسبت به مناطق یک کشور مشابه‌تر می‌باشد.

بوردا و پروفیت<sup>۲</sup> (۱۹۹۶)، در مطالعه خود با عنوان «تطابق در فضا»، معنادار بودن فاصله جغرافیایی در فرایند تطبیق شغل (یعنی فعالیت جستجوی شغل برای کارگران و فعالیت استخدام کارگران جدید توسط شرکت‌ها) را در کشور چک و سلواکی بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که اثر فرسایشی فاصله به تنهایی تعیین‌کننده است.

بوریدج و گاردن<sup>۳</sup> (۱۹۸۱)، در مطالعه‌ای با عنوان «بیکاری در محیط‌های کاری شهرهای بزرگ بریتانیا»، مدارکی را برای اثرات متعادل‌کننده مهاجرت بر تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای در بریتانیا فراهم کردند. این اثر، تا حدی از القاء مهاجرت به خاطر تفاوت‌های رشد اشتغال مناطق ایجاد شده است. علاوه بر این، آن‌ها بیان می‌کنند که برای دستیابی به یک تغییر قابل ملاحظه در رشد اشتغال، نیازمند تغییر در بیکاری هستیم.

پاتاسچینی<sup>۴</sup> (۲۰۰۷)، در مقاله «بررسی مکانی ناهمگونی اقتصادی در ایتالیا»، تغییرات فضایی برای ارزش افزوده ایجاد شده در هر ساعت کار در سراسر ایتالیا را به دو اثر کارایی و اثر ساختار حرفه‌ای تفکیک کرده است. برای تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های همخوانی فضایی، از متغیرهای متفاوت اقتصادی استفاده نموده و مجاورت جغرافیایی را به وسیله زمان سفر اندازه‌گیری کرده است. نتایج حاصل نشان می‌دهند که تفاوت‌های بین منطقه‌ای، در بین مناطق اصلی معنادار می‌باشند.

لوپز باریو و آرتیس<sup>۵</sup> (۲۰۰۱)، در مطالعه‌ای با عنوان «توزیع منطقه‌ای بیکاری در اسپانیا - یک تحلیل فضایی»، به تجزیه و تحلیل توزیع نرخ بیکاری در استان‌های اسپانیا پرداختند و از مشخصات عمومی توزیع‌ها به همراه اقتصادسنجی فضایی استفاده نمودند.

---

1. Overman and Puga  
 2. Burda and Profit  
 3. Burridge and Gordon  
 4. Patacchini Eleonora  
 5. Enrique Lopez-Bazo, Tom'as del Barrio, Manuel Artis

علاوه بر این، آن‌ها به بسط مشخصات فضایی توزیع‌ها و گسترش متغیرهای توضیحی در مدل تجربی، توجه نمودند. نتایج بررسی آنان، نشان‌دهنده افزایش وابستگی فضایی در توزیع نرخ بیکاری بوده است.

لیارد و نیکل<sup>۱</sup> (۱۹۹۹)، در مقاله‌ای با عنوان «نهادهای بازار کار و اصلاحات اقتصادی»، برخی از نارسایی‌های مکانیسم تعدیل را به قوانین و نهادها مرتبط می‌سازند. بر اساس نتایج آنان، قوانین سختگیرانه بازار کار، حفاظت از اشتغال و حداقل دستمزد نباید هدف‌گذاری اصلی مناطق برای کاهش بیکاری باشد. در عوض، آن‌ها اصلاح در سیستم امنیت اجتماعی همراه با یک بازار کار فعال را پیشنهاد می‌کنند.

ملهو<sup>۲</sup> (۱۹۹۵)، در مقاله‌ای با عنوان «خودهمبستگی فضایی در بریتانیا»، بیان می‌کند، رشد اشتغال محلی در بریتانیا اثر معناداری روی بیکاری محلی دارد. اما این اثر به بازار کار محلی محدود نمی‌شود و بیکاری در مناطق همسایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این اثر سرریز<sup>۳</sup> که با فاصله تنازلی<sup>۴</sup> پایین مشخص می‌شود، با رفتار مهاجرت سازگار است. به علاوه، مطالعه و تشخیص اثر تمرکز بالا توسط وابستگی فضایی امکان‌پذیر است، که معلول سفرهای بین شهری و از حومه به شهر می‌باشد.

به طور خلاصه، مدارک تجربی بر اهمیت اثر فضایی تأکید می‌کنند. بنابراین، تجزیه و تحلیل بازارهای کار منطقه‌ای و توجه به واقعیت‌های مناطق، موضوع مهمی می‌باشد. با توجه به اینکه مناطق، توسط مهاجرت و سفرهای کوتاه بین شهری و تجارت بین منطقه‌ای با هم پیوند می‌خورند و به دلیل نبود اطلاعات تجارت بین منطقه‌ای و سفرهای از حومه به شهر، در سطح منطقه‌ای، امکان بررسی مستقیم تعامل بین مناطق وجود ندارد. اما، اقتصادسنجی فضایی این امکان را فراهم می‌سازد که بدون محاسبه آمارهای مربوط به عوامل ایجادکننده تعاملات بین مناطق، این تعاملات بررسی گردد. ما در این تحقیق، با استفاده از مدل تأخیر فضایی و خطای فضایی سعی نمودیم روابط بین مناطق را شناسایی کرده و با استفاده از صورت‌بندی‌های متفاوت این مدل و تفسیرهای مربوط به هر یک از آن‌ها، تا حدی نوع تعاملات موجود بین مناطق را شناسایی کنیم.

## ۲- مبانی نظری و بررسی ادبیات موضوع تفاوت بیکاری محلی

بیشتر ادبیات تحقیق به صورت تئوری-مانند بیشتر تحلیل‌های تجربی بر روی تفاوت بیکاری محلی-از طریق فرضیه تعادل پایدار در مورد بازارهای کار فضایی، تفاوت‌های بیکاری محلی را توضیح

---

1. Neckell and Layard  
2. Molho  
3. Spillover effect  
4. Distance decay

می‌دهند. ملهو<sup>۱</sup> تعادل را به صورت وضعیتی که مطلوبیت یکسانی در بین مناطق برای هر گروه نیروی کار همگن وجود دارد و هیچ انگیزه‌ای برای مهاجرت بیشتر نیروی کار وجود نداشته باشد، تعریف می‌کند. (شرط اضافی اینکه سودهای یکسانی در مناطق مختلف وجود دارد، به طوری که حرکت سرمایه صورت نپذیرد). تفسیرهای تعادلی بازار کار محلی از لحاظ تئوری و تجربی حمایت و تأیید می‌شوند، که در میان مطالعات انجام شده می‌توان به کارهای هال، مارستون و روزن<sup>۲</sup> اشاره کرد.

به نقل از مارستون رابطه تعادلی نرخ‌های بیکاری در میان مناطق و در هر منطقه تابعی از امکانات و استعداد (موجودی اولیه) آن سرزمین می‌باشد. کارگران به مناطقی مهاجرت می‌کنند که مشاغل جدید ایجاد شده است، تا اینکه انگیزه بیشتری برای نقل مکان کردن وجود نداشته باشد. به عبارت دیگر، توزیع فضایی بیکاری در تفسیر تعادلی از طریق مطلوبیت ثابت یا یکسان در مناطق مشخص می‌شود. بیکاری بالا در یک منطقه از طریق چند عامل مثبت دیگر (مانند امکانات محلی، شرایط جوی، کیفیت زندگی، قیمت مسکن محلی و غیره) که انگیزه مهاجرت را از بین می‌برد، جبران می‌شود.

در مقایسه با تفسیر تعادلی، تفاوت‌های بیکاری محلی را می‌توان از لحاظ عدم تعادل نیز توضیح داد. این دیدگاه فرض می‌کند که در بلند مدت، نرخ بیکاری مناطق، هم سطح می‌شوند. هر چند ممکن است این فرایند تعدیل در مناطق مختلف با سرعت یکسانی صورت نگیرد و بسته به سرعت آن، تفاوت در بیکاری مناطق، برای مدت طولانی تداوم داشته باشد. سرعت تعدیل ممکن است به عوامل مختلف مرتبط با عرضه و تقاضای کار بستگی داشته باشد. به نقل از مارستون (۱۹۸۵) بازار کار از طریق سه نیرو به سمت تعادل سوق پیدا می‌کند:

- ۱- کارگران به دلیل نرخ بیکاری بالا (که جبران نشده است)، به خارج از آن ناحیه مهاجرت می‌کنند.
- ۲- بنگاه‌ها، به مناطقی که نیروی کار بیکار زیادی در آن وجود دارد مهاجرت می‌کنند.
- ۳- دستمزدها به خاطر عرضه زیاد نیروی کار رو به کاهش می‌باشد. اگر این نیروها قوی باشند عدم تعادل قابل توجه نخواهد بود ولی اگر این نیروها ضعیف باشند ممکن است عدم تعادل برای مدت زیادی پایدار و قابل توجه باشد. با توجه به تجزیه و تحلیلی که به وسیله الهورست<sup>۳</sup> ارائه شده است مدل‌های مختلف در ادبیات تجربی را می‌توان به چهار گروه دسته‌بندی کرد. مدل‌های تک معادله‌ای، مدل‌های مجازی یا ضمنی، اتحاد حسابداری و مدل‌های همزمان.

مدل تک معادله‌ای از سه دسته نگرش توضیحی تشکیل می‌شود:

- الف- رابطه پست خالی-بیکاری، که رابطه معکوس بین نرخ بیکاری و پست خالی را تعریف می‌کند.<sup>۴</sup>

---

1. Molho  
 2. Hall (1970), Marston (1985), Rosen (1974,1979)  
 3. Elhorst, 2003  
 4. Cheshire, 1973; Holzer1993

ب- مدل‌های حساسیت ادواری که نرخ بیکاری منطقه با دوره‌های نرخ بیکاری ملی را توضیح می‌دهند. در فرمول‌بندی این مدل، یک رابطه ادواری بین نرخ بیکاری ملی و منطقه‌ای مسلم فرض می‌شود.<sup>۱</sup> با این همه، مدل‌های تجربی اخیر استدلال می‌کنند که رابطه نرخ بیکاری ملی و منطقه‌ای به صورت یک رابطه تعادلی است (تا به صورت ادواری).<sup>۲</sup> واضح است که نگرش ابتدایی با توجه به ناپایایی جزء ادواری در ارتباط با دوره برآورد انتخاب شده و فقدان مبنای تئوری مورد انتقاد قرار گرفته است.<sup>۳</sup>

ج- مدل امکانات، که تفاوت بیکاری بین مناطق را به وسیله توزیع امکانات توضیح می‌دهد. به عبارت دیگر، نرخ بیکاری تعادلی هر منطقه تابعی از امکانات منطقه خواهد بود. امکانات و عوامل مطلوب منطقه (یا همچنین دستمزدهای واقعی) موازنه‌ای با بیکاری بالا دارند.<sup>۴</sup>

گروه دوم مدل‌های ضمنی هستند که نرخ بیکاری منطقه را توضیح نمی‌دهند اما، شروط اصلی تئوری را حل می‌کنند یا برآوردهای تجربی آن را ارائه می‌دهند. این گروه مدل‌ها شامل مدل‌های مبنی بر مهاجرت<sup>۵</sup> و مدل NAIURU<sup>۶</sup> و مدل بلانچارد و کاتز<sup>۷</sup> هستند.

سومین گروه، مدل‌های اتحاد حسابداری هستند که روی متغیر سن کار جمعیت و ورود و خروج آنان تمرکز می‌کنند. یک مدل حسابداری عمومی برای ناحیه  $\lambda m$  را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{wa}{wa} \quad \text{و} \quad \frac{wa}{wa}$$

که در آن  $U$  سطح بیکاری و  $wa$  سن کار جمعیت و  $I$  نرخ مشارکت نیروی کار و  $NC$  خالص مهاجرت‌ها و مسافرت‌های کوتاه در منطقه و  $E$  سطح اشتغال،  $G$  تعادل بین واردشوندگان به و خارج‌شوندگان از سن کار جمعیت و  $NM$  خالص مهاجرت به درون می‌باشد. در نهایت مدل‌های همزمان فرض می‌کنند، نرخ بیکاری منطقه‌ای هم بر یک یا چند متغیر بازار کار منطقه‌ای تأثیر می‌گذارد و هم از آن‌ها تأثیر می‌پذیرد (مانند نرخ مشارکت نیروی کار، سن کار جمعیت، کل سن کار جمعیت، درجه اشتغال و درآمد). استفاده‌های جالب توجه این مدل را می‌توان در کارهای بلانچارد و کاتز<sup>۸</sup> و همچنین دکرسین و فاتاس<sup>۹</sup> مشاهده کرد.

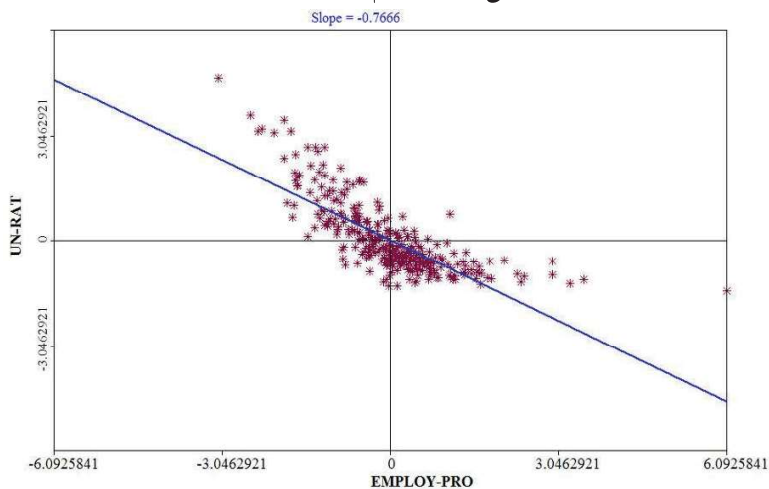
1. Thirlwall 1966, Brechling 1967
2. Martin 1997, Baddely et al 1998
3. Dunn 1982, Byers 1990, Chapman 1991
4. Hall 1972, Pissarides & McMaster 1990, Layard et al 1991
5. Pissarides & McMaster 1990, Groenewold 1997
6. Johnes & Hyclak 1989, Blackley 1989, Payne 1995
7. Blanchard and Katz model (1990)
8. Blanchard and Katz (1992)
9. Decressin and Fatás (1995)

در نتیجه، تجزیه و تحلیل تفاوت‌های بیکاری در سطح منطقه، متنوع و مکمل همدیگر هستند ولی در بعضی موارد چارچوب‌ها با یکدیگر مغایرت دارند.

در این مقاله، هدف ما تجزیه و تحلیل توزیع جغرافیایی بیکاری در ایران با توجه به مدل تک‌معادله‌ای می‌باشد که در آن، بیکاری توسط تعدادی متغیر کنترل توضیح داده می‌شود. یکی از این متغیرها، سهم اشتغال یا همان تعداد شاغلین به جمعیت در سن کار است که به عنوان جایگزینی برای تقاضای نیروی کار در شهرستان‌های ایران استفاده نمودیم همانطور که نیچکمپ و دیگران<sup>۱</sup> از این متغیر در مطالعات خود استفاده کرده‌اند.

در نمودار ۱، نرخ بیکاری و سهم اشتغال به صورت استاندارد در مقابل هم رسم شده‌اند که با توجه به پراکندگی در اطراف خط گذرنده از میان مشاهدات و شیب آن، نشان‌دهنده رابطه معکوس بین این دو متغیر است. علاوه بر این، با در نظر گرفتن جنبه‌های منطقه‌ای بازار کار، ابزارهای اقتصادی فضایی استفاده خواهند شد. در قسمت بعد مدل و داده‌ها معرفی می‌شوند.

نمودار ۱- رابطه بین نرخ بیکاری و سهم اشتغال به صورت استاندارد در ایران



### ۳- مدل تحقیق و داده‌ها

در این مطالعه، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، معنی‌داری تعاملات فضایی تفاوت‌های بیکاری در ۳۳۶ شهرستان ایران در سال ۱۳۸۵ را بررسی کردیم. هدف، بررسی این نکته بوده است که آیا روابط فضایی میان تفاوت بیکاری شهرستان‌ها در ایران وجود داشته است یا خیر. با توجه به

1. Maria Francesca Cracolici, Miranda Cuffaro, Peter Nijkamp(2007)

ادبیات موضوع، تفاوت منطقه‌ای بیکاری و مؤلفه‌های فضایی آن، ممکن است به وسیله تفاوت در سطح محلی، به علت ساختار و عوامل غیر تصادفی توضیح داده شود. معمولاً متغیرهای استفاده شده از این منظر عبارتند از: تغییرات طبیعی، مشارکت، مهاجرت، سفرهای کوتاه میان منطقه‌ای، دستمزدها، سازماندهی و اتحادیه‌ها، اشتغال، تولید ناخالص منطقه‌ای، پتانسیل‌های بازار و اندازه و شدت آن، ترکیب بخشی، موانع اقتصادی و اجتماعی، سطح تحصیل جمعیت (Elhorst, 2003: 709-740).

تعامل فضایی بین پدیده‌های اقتصادی مفهوم خودهمبستگی فضایی را معرفی می‌کند که ارتباط بین شکل محلی پدیده‌های مشاهده شده و وابستگی بین مشاهدات مرتبط است. خودهمبستگی فضایی با محاسبه وابستگی بین مشاهدات به وسیله ماتریس وزن‌های فضایی اندازه‌گیری می‌شود.

برای یک مجموعه  $n$  تایی مشاهده شده ماتریس وزن‌های فضایی  $W$  ماتریسی  $n \times n$  است، که عناصر قطر اصلی آن صفر می‌باشند. دیگر عناصر ماتریس  $(ij)$ ، شدت اثر ناحیه محلی  $i$  روی ناحیه  $j$  را ارائه می‌کنند (Anselin and bera, 1998: 237-289).

این ماتریس ساختار و شدت اثرات فضایی را معین می‌کند.  $W$  ممکن است ماتریس همسایگی یا ماتریسی مبنی بر تابع تنازلی فاصله باشد. در این مقاله، از ماتریس همسایگی یعنی وزن‌های فضایی دو تایی استفاده شده است، که  $ij$  اگر منطقه  $i$  همسایه باشند (یعنی مرز مشترک داشته باشند) و در غیر این صورت  $ij$  خواهد بود.

برای اینکه معناداری خوشه‌های فضایی با بیکاری بالا و یا پایین را کشف کنیم، ابتدا مدل رگرسیونی مقطعی را روی بیکاری مناطق بدون اثرات فضایی در نظر گرفتیم.

$$\beta_0 = \beta_1 + \sum_{k=2}^R \beta_k + \epsilon \quad (1)$$

تعداد شاغلین به جمعیت در سن کار به عنوان جایگزین تقاضای  $E$  نرخ بیکاری مناطق،  $U$  که در آن بردار پسماند  $\epsilon$  می‌باشد، متغیرهای کنترل  $\epsilon$  تعداد متغیرهای مدل و  $R$  متغیرهای کنترل،  $k$  کار، نرخ  $wom$  هم اشتغال بخش صنعت،  $manif$  سهم اشتغال بخش خدمات،  $ser$  عبارتند از: نرخ باسوادی،  $TSCL$  نرخ مشارکت مردان و  $man$  مشارکت زنان.

متغیرهای  $ser$  و  $manif$  نماینده‌هایی هستند برای توضیح ترکیب بخشی، اگر چه همواره روشن نیست این متغیرهای کنترل از قبل نشان دهنده چه وضعیتی هستند، اما به طور شهودی، مناطقی که در یک بخش اقتصادی رو به زوال، مانند تولیدات کارخانه‌ای تخصصی شده‌اند، ممکن است نشان دهنده نرخ بیکاری ساختاری بالاتری باشند تا مناطقی که در بخش‌های مدرن و

پیشرفته‌ای مانند خدمات تخصصی شده‌اند. نرخ‌های مشارکت و باسوادی نماینده‌هایی برای موانع اقتصادی و اجتماعی هستند.

برخی از متغیرهای دموگرافی جمعیت و مشارکت نیروی کار نیز در توضیح تفاوت‌های نرخ بیکاری در بین مناطق معنی‌دار هستند. این متغیرها دموگرافی شامل سطح آموزش جمعیت در هر منطقه، نسبت زنان از نیروی کار و نسبت مهاجرت و غیره است. با توجه به داده‌های موجود در سطح شهرستان، از متغیر نرخ باسوادی (TSCI) در گروه متغیرهای دموگرافی به عنوان شاخصی برای سرمایه انسانی در هر منطقه استفاده کرده‌ایم.

از دیگر متغیرهای اثرگذار بر نرخ بیکاری، نرخ مشارکت (جمع شاغل + بیکار از کل جمعیت فعال) است. در حالت کلی انتظار داریم که افزایش نرخ مشارکت به نرخ بیکاری بالاتر منجر شود. هر چند لیارد<sup>۱</sup> بیان می‌کند افراد علت شغل‌ها هستند و افزایش مشارکت، رشد شغل‌های محلی را تقویت می‌کند. ولی در بیشتر مطالعات تجربی، رابطه بین نرخ مشارکت و نرخ بیکاری منفی به دست آمده است. در این مطالعه، به دلیل وجود شکاف عمیق و تفاوت چشمگیری که بین نرخ مشارکت مردان و زنان وجود دارد هر دو نرخ در مدل رگرسیونی وارد شده‌اند.

اندازه جمعیت جوان در مقابل کل جمعیت  $POP_{15-29}$  نماینده‌ای برای تغییرات طبیعی مناطق است. مطالعات زیادی این نکته را بررسی کرده‌اند که آیا ساختار سنی جمعیت بر نرخ بیکاری محلی اثر می‌گذارد یا خیر.<sup>۲</sup> نرخ بیکاری جوانان در اکثر کشورها بالا است. ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست. با ورود این متغیر در مدل، انتظار داریم، مناطقی که سهم بالایی از جمعیت جوان را دارند، نرخ بیکاری بالاتری داشته باشند.

طبق الهورست<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) با افزایش تراکم جمعیت، کارایی تطبیق در بازار کار افزایش و نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. فرضیه جایگزین بیان می‌کند، افزایش تراکم بازارها ممکن است جویندگان کار مناطق دیگر را جذب کند و اثر عرضه، باعث افزایش نرخ بیکاری در این منطقه شود.

طبق بعضی از نظریات، جمعیت مناطق عامل مطلوب است. این محققان اشاره دارند که مناطق با جمعیت زیادتر، به دلیل دسترسی بیشتر به مدارس، سرگرمی‌ها و امکانات درمانی و غیره، ممکن است دارای عوامل مطلوب بیشتری باشند. هر چند ممکن است جمعیت بیشتر با عوامل نامطلوبی چون ازدحام و آلودگی همراه باشد، ولی با توجه به فرضیه پاریدج و ریکمن، مناطق با جمعیت بیشتر عوامل مطلوب بیشتری خواهند داشت. از این رو انتظار می‌رود ضریب

---

1. Layard (1997)  
2. Elhorst (1995), Molho (1995)  
3. Elhorst



بنابراین با حرکت از یک مدل بدون اثرات فضایی (مدل ۱) و استفاده از یک تست ضریب لاگرانژ جداگانه - که به وسیله بوریدج<sup>۱</sup> پیشنهاد شده است (همچنین در کارهای انسلین ۱۹۸۸ و ۱۹۹۲) - ما این نکته را که آیا  $\rho$  و  $\lambda$  صفر هستند را بررسی می‌کنیم. اگر هیچ‌کدام صفر نباشند، ما باید بین مدل خطای فضایی و یا مدل تأخیر فضایی بر اساس اینکه کدام یک LM بزرگتری دارند یکی را انتخاب کنیم.<sup>۲</sup> به علاوه، این سؤال ارزشمند وجود دارد که آیا مدل بسیار کلی اولیه مرجح است. در این باره یک تست برای فرضیه عامل مشترک باید انجام می‌شود.<sup>۳</sup>

با این روش ما یک استراتژی تجربی عمومی بر اساس متدولوژی هندری<sup>۴</sup> را دنبال کرده‌ایم. همچنین، ما بین مدل‌های تئوری (یعنی فرمول‌بندی ریاضی تئوری که در این مطالعه مدل ۱ است) و مدل‌های آماری تمایز قائل شده‌ایم.

اگر فرضیه‌های مدل آماری در آزمون رد نشوند، نشان‌دهنده این است که ساختار احتمالی فرض شده با داده‌ها تناسب دارد. اگر این گونه نباشد باید مدل جایگزینی که ساختار مفیدتری دارد انتخاب شود. به عبارت دیگر، ما تلاش می‌کنیم بیشترین تناسب آماری را برای مدل‌های تئوری داشته باشیم. از این رو به دلیل عدم پاسخ‌دهی برخی از متغیرها به مبانی تئوری و لزوم برآورد یک مدل آماری مناسب ناگزیر شدیم که از برخی از متغیرهایی که توضیح‌دهندگی مناسبی دارند استفاده نماییم. همچنین، به دلیل عدم وجود برخی از داده‌ها، متغیرهای آن‌ها در برآورد مدل لحاظ نشد.

#### ۴- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

ابتدا مدل مقطعی را برای شهرستان‌های ایران در سال ۱۳۸۵ بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی برآورد نموده و ضرایب آن را بدست آوردیم که در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس این جدول، تمامی ضرایب در سطح بالایی از معنی‌داری هستند. اما آزمون ضریب لاگرانژ بودریج نشان می‌دهد که با احتمال زیاد همبستگی فضایی بین مشاهدات وجود دارد. همانطور که می‌دانیم با وجود همبستگی فضایی بین مشاهدات نتایج بدست آمده از روش OLS تورش‌دار بوده و دقت آن زیر سؤال می‌رود. آزمون  $LM(\rho)$  عدد ۰.۴۶ را نشان می‌دهد (جدول ۱). یعنی،  $\rho \neq 0$  است. بنابراین، با توجه به فرایند فلورکس و فولمر، مدل

1. Burridge (۱۹۸۰)

۲. آماره LM دارای توزیع  $x^2$  با یک درجه آزادی است (Anselin, 1992).

۳. مدل خطای همبسته هم‌ارز با یک شکل ویژه‌ای از مدل تأخیر فضایی با تبدیل متغیر برای متغیرهای وابسته و مستقل به صورت  $(Y - \lambda WY)$  و  $(X - \lambda WX)$  است. بنابراین مدل تأخیر فضایی را می‌توان به صورت  $WX\beta + \varepsilon\lambda Y = \lambda WY + X\beta -$  کلی‌تر  $WX + X\beta + \varepsilon + \delta Y = \lambda WY + X\beta + WX$  است. تست LM برای فرضیه عامل مشترک، فرضیه  $\beta = \lambda\delta$  را آزمون می‌کند. اگر فرضیه صفر رد شود مدل کلی‌تر با متغیرهای مستقل تأخیری باید برآورد گردد.

4. Hendry's methodology

تأخیر فضایی باید برآورد شود. پس از برآورد مدل تأخیر فضایی [نتایج آن را در ستون سوم جدول (۱) نشان دادیم. در این مدل نیز، ضرایب معنادار بوده و پارامتر  $\rho$  معنی‌دار و مقدار  $0.292$  را نشان می‌دهد. علامت مثبت  $\rho$  نشان‌دهنده این نکته است که بیکاری در منطقه  $i$  مستقیماً به بیکاری در مناطق همسایه وابسته است. گرچه این ضریب کوچک است ولی نشان‌دهنده میزان اثر مناطق مجاور می‌باشد.

آزمون  $LM(\lambda)$  که عدد  $29.6$  را نشان می‌دهد بیان‌کننده این نکته است که  $\lambda \neq 0$  بوده و برای جمله اختلال برآورد بیکاری خودهمبستگی فضایی وجود دارد. بنابراین، مدل خطای فضایی باید برآورد شود که نتایج در ستون چهارم جدول (۱) نشان داده شد. در این مدل، اثر همبستگی فضایی را از مدل بیرون کشیده‌ایم و ضرایب از معناداری بالایی برخوردار گردید.

همچنین با توجه به آماره  $LR$ ، فرضیه صفر مبنی بر فرض وجود عامل مشترک رد شد و مدل با متغیر مستقل تأخیری برآورد گردید که نتایج آن در ستون چهارم و پنجم جدول (۱) نشان داده شد. در ستون چهارم، ضرایب متغیرهای مستقل بدون تأخیر و در ستون پنجم ضرایب متغیرهای مستقل با تأخیر فضایی ارائه شد. براساس ارقام مندرج در ستون چهارم جدول فوق، معنی‌داری ضرایب در این مدل اندکی کاهش یافت و متغیر نرخ باسوادی دیگر معنادار نبود. بر اساس ارقام ستون پنجم، تمامی متغیرهای مستقل تأخیر یافته به جز نرخ مشارکت مردان معنادار نمی‌باشند. این احتمال وجود دارد که عدم معناداری به ساختار متفاوت متغیرها در فضا بستگی داشته باشد. ما برای بررسی این موضوع از ابزارهای تجزیه و تحلیل داده‌های فضایی توضیحی (ESDA)<sup>۱</sup> استفاده می‌کنیم.

با توجه به توضیح‌دهندگی مدل و معیار آکائیک<sup>۲</sup> مدل با متغیر مستقل تأخیری بهترین وضعیت را در بین مدل‌های برآورد شده دارد چون هم بیشترین توضیح‌دهندگی و هم کمترین معیار آکائیک را دارد و همچنین ضریب لاگرانژ مدل ترکیبی از مدل تأخیر فضایی و خطای فضایی بیشتر است.

ملاحظه می‌شود با برآورد مدل فضایی همراه با معنی‌داری قابل قبول ضرایب و همچنین جداسازی اثرات فضا در مدل و حذف تورش موجود در مدل OLS توانستیم توضیح‌دهندگی بیشتری نیز نسبت به مدل OLS داشته باشیم. به طوری که با توجه به آماره  $\chi^2$  در مدل تأخیر فضایی حدوداً ۴ درصد توضیح‌دهندگی بیشتر را نشان می‌دهد و همچنین با مقایسه ضرایب مدل OLS و خطای فضایی این نکته مشهود است که در مدل فضایی، بخشی از کمیت ضرایب مدل نسبت به مدل OLS کاهش یافته است و در عوض به ضریب اثر فضا اضافه شده است، البته به جز ضریب نرخ مشارکت مردان و زنان و سهم اشتغال همانطور که در ادامه نشان داده می‌شود به دلیل وابستگی فضایی بالاتر نسبت به دیگر متغیرها نیز در مدل ترکیبی، تأخیرات فضایی آن‌ها نیز از معناداری بالایی برخوردار می‌باشند.

1. Exploratory Spatial Data analysis  
2. AIC

جدول (۱): نتایج رگرسیون‌ها

Variable	OLS	MLE lag	MLE error	MLE Lagged indep.var.	
				Unlagged terms	lagged terms
$P_{wom}$	0.6248705 (0.0000000)	0.537502 (0.0000000)	0.5404472 (0.0000000)	0.5622202 (0.0000000)	0.07959789 (0.3891223)
$P_{man}$	0.1528948 (0.0000000)	0.1408087 (0.0000000)	0.2159979 (0.0000000)	0.3125869 (0.0000000)	-0.2366537 (0.0000076)
TSCI	-0.2669742 (0.0000105)	-0.1287335 (0.0268092)	-0.2180724 (0.0043600)	-0.08365844 (0.1995110)	-0.01281131 (0.1536600)
$E_{agri}$	-0.1638297 (0.0000000)	-0.1124059 (0.0074019)	-0.1400652 (0.0000057)	-0.08113112 (0.0051997)	-0.08380346 (0.7456377)
$E_{manuf}$	-0.2079554 (0.0000000)	-0.1540881 (0.0000034)	-0.1869299 (0.0000002)	-0.1171768 (0.0009278)	0.06815996 (0.2540594)
E	-1.357001 (0.0000000)	-1.168818 (0.0000000)	-1.248437 (0.0000000)	-1.329102 (0.0000000)	0.1032527 (0.4746234)
$\rho$		0.2920772 (0.0000000)		0.3111258 (0.0000027)	
$\lambda$			0.5416323 (0.0000000)		
LM ( $\rho$ )	46.0010336 (0.0000000)				
LM ( $\lambda$ )	29.6213368 (0.0000001)				
LR		41.67983 (0.0000000)	37.65058 (0.0000000)		
AIC	2004.99	1965.31	1967.34	1924.78	
$R^2$	0.763103	0.794220	0.801333	0.824401	

آماره‌های داخل پرانتز p-value هستند.

نتایج نشان می‌دهند که تفاوت در بیکاری مناطق، عمدتاً توسط سهم اشتغال (تعداد شاغلین به جمعیت درس کار) مناطق توضیح داده می‌شوند. یک افزایش نهایی در سهم اشتغال بیشترین سهم را در کاهش نرخ بیکاری هر منطقه معادل ۳۳.۱ درصد دارا می‌باشد.

افزایش نهایی در سهم اشتغال بخش کشاورزی و صنعت باعث کاهش نرخ بیکاری شده ولی اثر بخش صنعت در کاهش نرخ بیکاری بیشتر است (۱۲.۰ درصد در مقابل ۰.۸۱ درصد). همچنین افزایش نرخ مشارکت مردان و زنان در هر منطقه، باعث افزایش نرخ بیکاری آن منطقه خواهد شد ولی اثر افزایش نرخ مشارکت زنان بیشتر از نرخ مشارکت مردان است. زیرا افزایش نرخ مشارکت زنان نرخ بیکاری را ۰.۵۶ درصد و نرخ مشارکت مردان نرخ بیکاری را ۰.۳۱ درصد کاهش داده است. همچنین افزایش ۱ درصدی نرخ با سوادی باعث کاهش ۰.۸۴ درصدی نرخ بیکاری در منطقه شده است. البته معناداری این ضریب پایین بوده است.

برای نشان دادن مؤلفه‌های همخوانی فضایی و یا اشکال ناهمگنی فضایی، از بعضی از ابزارهای تجزیه و تحلیل داده‌ها فضایی توضیحی استفاده می‌کنم. ESDA مجموعه‌ای از تکنیک‌هاست که هدف آن مجسم‌سازی<sup>۱</sup> و توصیف توزیع فضایی، مشخص کردن ناهنجاری محلی، یافتن مؤلفه‌ها یا فضاها همخوان و یک جور، خوشه‌ها و نقاط مهم و پیشنهاد ساختار و روش‌های فضایی یا اشکال دیگر ناهمگنی فضایی و ... است؟ دانستن ساختار فضایی متغیرها و شباهت میان متغیرها ما را قادر خواهد ساخت - شبیه ساختار زمان در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی - تا متغیرهای همبسته موجود در مدل رگرسیونی را تشخیص دهیم.

بر اساس اسپانوس<sup>۲</sup> مشکل از آنجایی آغاز می‌شود که تئوری‌های مربوط و اطلاعات نمونه در نظریات مدل‌های آماری با هم آمیخته گردند. به عبارت دیگر، ما نیازمند تعیین یک مدل قابل برآورد هستیم، البته با یک پایه تئوری، که این مطلب جزء جدا نشدنی یک مدل مناسب است.

جدول (۲) آماره موران را برای همه متغیرهای نشان می‌دهد. تمامی متغیرها خودهمبستگی مثبتی را نشان می‌دهند. زیرا موران I شبیه (اما نه برابر) ضریب همبستگی است. با توجه به آماره موران متغیرها می‌توان گفت که متغیرها شدت متفاوتی را در همخوانی فضایی نشان می‌دهند. این شدت برای متغیر نرخ بیکاری، سهم اشتغال، نرخ با سواد و مشارکت مردان نسبت به متغیرهای سهم اشتغال صنعت و کشاورزی و مشارکت زنان بیشتر بوده است. تست موران برای شاخص همخوانی فضایی نشان‌دهنده آن است که تمایل زیادی به تشکیل خوشه‌های جغرافیایی بین شهرستان‌های مشابه با ارزش‌های بالا (پایین) متغیر مورد نظر وجود دارد (یعنی استان‌ها با بیکاری بالا و یا پایین خوشه‌های جغرافیایی تشکیل می‌دهند) و برعکس. شدت پایین موران برای

1. visualizing  
2. Spanos, (1988)

متغیرهای سهم اشتغال در بخش‌های صنعت و کشاورزی و مشارکت زنان، نشان‌دهنده عدم شباهت میان شهرستان‌ها با توجه به این متغیرها است.

آماره موران I یک آماره کلی است و به ما این اجازه را نمی‌دهد که ساختار منطقه‌ای خودهمبستگی فضایی هر متغیر را بررسی نماییم. بر اساس این آماره نمی‌توانیم کشف کنیم که آیا خوشه‌های فضایی محلی با ارزش‌های کم و زیاد واقعاً وجود دارند؟ اگر وجود دارند آیا یک ساختار دوگانه (شمال به جنوب) دارند؟ آیا متغیر دارای ناهمگنی مشابهی هستند؟

در ابتدا برای بررسی توزیع فضایی متغیرهایی که تفاوت بیکاری منطقه‌ای را توضیح می‌دهند از مدل‌های رگرسیونی فضایی استفاده کردیم. ممکن است برای اینکه مدل آماری مناسب را بیابیم، متغیرهایی که دارای همخوانی و ساختار فضایی مشابهی هستند را وارد مدل نماییم. برای کشف توزیع فضایی متغیرها استفاده از جدول و نمودار پراکنش موران مفید خواهد بود (جدول ۲). تابع آماره موران به صورت زیر می‌باشد:

که در آن W ماتریس مجاورت به صورت استاندارد شده و e جمله باقیمانده حداقل مربعات است.

جدول (۲): آماره موران

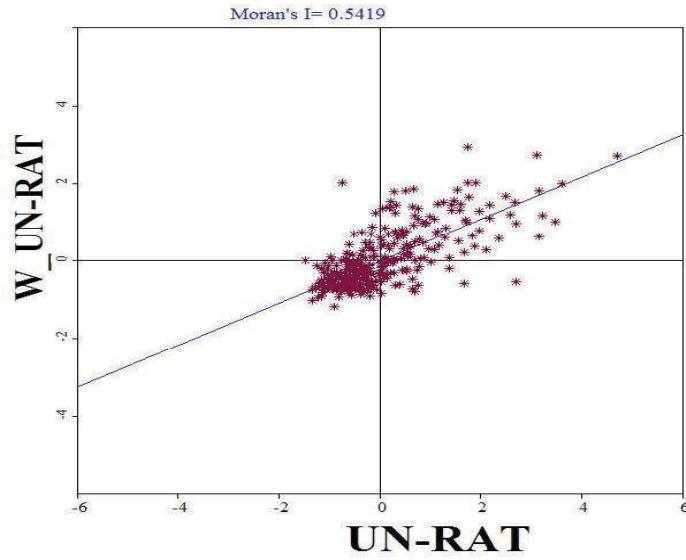
variable	Moran's I
U	۵۴۱۶.۰
wom	۳۲۹۳.۰
man	۶۵۴۵.۰
TSCI	۵۱۵۲.۰
agri	۳۳۹۹.۰
manif	۳۸۱۱.۰
E	۴۲۵۱.۰

تذکر: میانگین آماره موران ۰۰۲۹۸۵.۰-،  $(-1/n-1)$  است و سطح معناداری ۰۰۰۱.۰ می‌باشد. نمودار پراکنش موران به منظور درک چگونگی توزیع مناطق با توجه به همسایگی و مجاورت توسط انسلین در سال ۱۹۹۳ ارائه شده است. این نمودار برای نمایش وابستگی فضایی

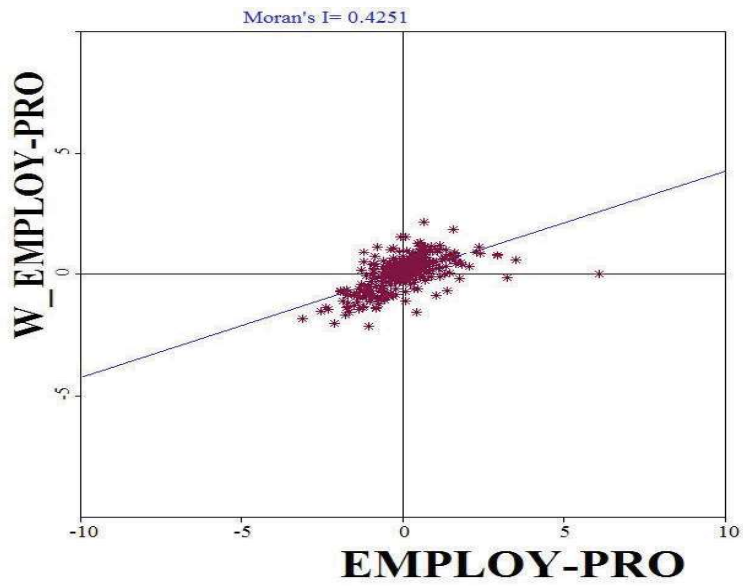
متغیر مورد نظر استفاده می‌شود. در این نمودار متغیر استاندارد شده هر منطقه، به طور مجزا در مقابل تأخیر فضایی همان منطقه نشان داده می‌شود. محور افقی متغیر استاندارد شده و محور عمودی تأخیر فضایی متغیر آن هم به صورت استاندارد شده نشان داده می‌شوند. تأخیر فضایی میانگین وزنی متغیر در مناطق مجاور هر منطقه می‌باشد که وزن‌های آن از ماتریس مجاورت  $W$  بدست می‌آیند. پس پراکنش موران، هر منطقه را با توجه به وضعیت متغیر مورد نظر در منطقه و نیز وضعیت متغیر در مناطق مجاور نشان می‌دهد. توضیح کلی اینکه نمودار پراکنش موران، مناطق با سطح متغیر بالا با همسایگانی که اندازه بالایی از متغیر مورد نظر را دارا هستند را در ربع اول یا منطقه HH و مناطق با اندازه متغیر کم با همسایگانی که سطح کمی از متغیر را دارا هستند در ربع سوم یا منطقه LL و مناطق با اندازه‌های پایین با همسایگانی با اندازه متغیر بالا در ربع دوم یا منطقه LH و همچنین مناطق با اندازه متغیر بالا و همسایگانی با اندازه پایین متغیر در ربع چهارم یا منطقه HL، نشان می‌دهد. بنابراین مناطق HH و LL وابستگی فضایی مثبت برای متغیر مورد نظر و مناطق LH و HL وابستگی فضایی منفی برای متغیر مورد نظر در میان مناطق مختلف را نشان می‌دهند.

نمودارهای ۲ الی ۸، نمودار پراکنش موران برای متغیرها است. بر اساس نمودار ۲، نرخ بیکاری، ویژگی همخوانی فضایی مثبت را برای بیشتر شهرستان‌های ایران نشان می‌دهد. زیرا، ۸۴ درصد شهرستان‌های ایران دارای همخوانی مثبت یا ارزش‌های مشابه فضایی (۲۹/۵ در منطقه HH و ۵۳/۵ درصد LL) هستند. به همین ترتیب، سهم اشتغال نیز دارای همخوانی فضایی مثبت برابر ۷۷ درصد است، که همخوانی مناطق در سهم اشتغال تقریباً در مقابل نرخ بیکاری قرار دارد به طوری که ۴۲ درصد در منطقه HH و ۳۰ درصد در منطقه LL می‌باشد.

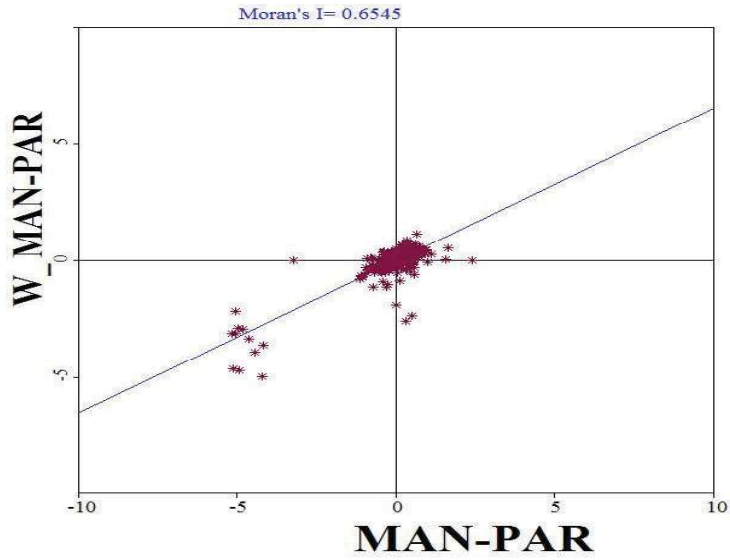
نرخ مشارکت مردان ساختار مشابه نرخ بیکاری و سهم اشتغال دارد، به طوری که ۸۳ درصد شهرستان‌ها دارای همخوانی فضایی مثبت هستند (۶۱ درصد HH و ۲۲ درصد LL). برای چهارمتغیر دیگر نیز همخوانی فضایی مثبت اما اندکی کمتر بوده است. نرخ مشارکت زنان ۷۲ درصد (۲۷ درصد HH و ۴۴ درصد LL)، سهم اشتغال بخش صنعت ۷۲ درصد (۳۱ درصد HH و ۴۱ درصد LL)، نرخ باسوادی ۷۳ درصد (۴۳ درصد HH و ۳۰ درصد LL) و سهم اشتغال بخش کشاورزی ۷۴ درصد (۳۷ درصد HH و ۳۷ درصد LL) همخوانی فضایی مثبت را نشان می‌دهند.



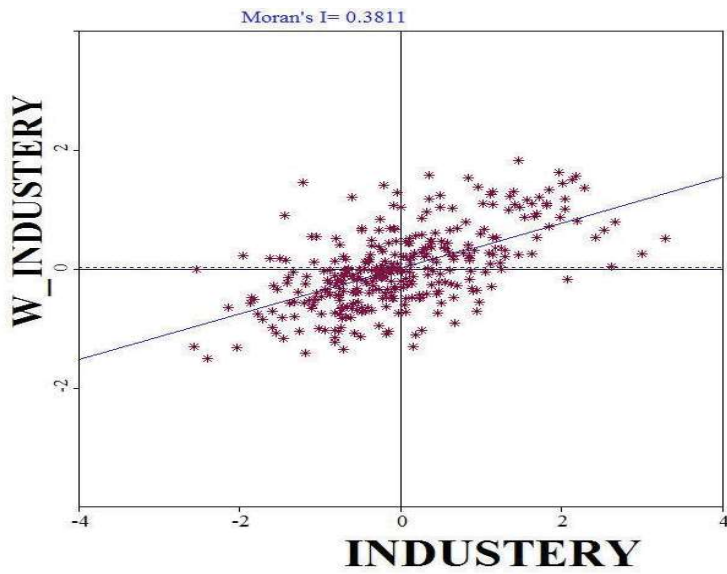
نمودار ۲- پراکنش موران سهم اشتغال



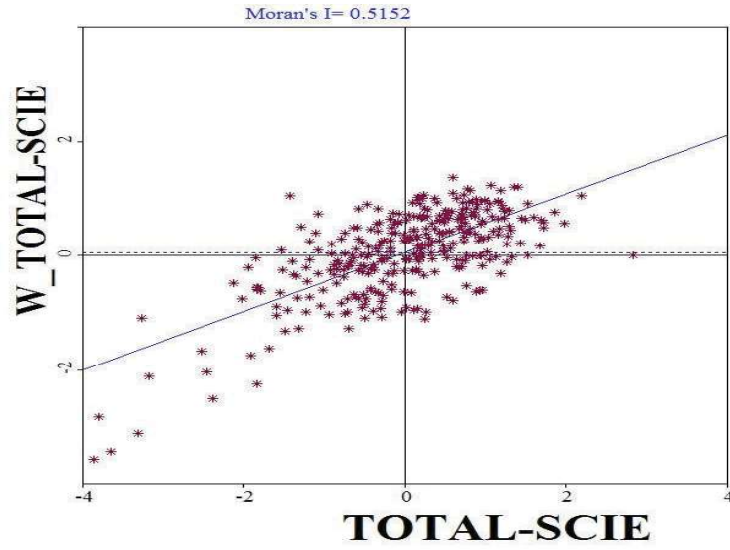
نمودار ۳- پراکنش موران نرخ بیکاری



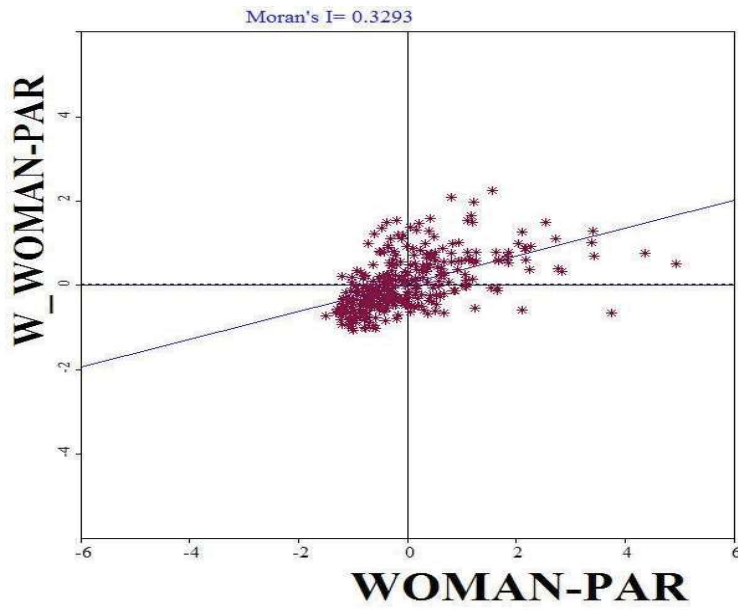
نمودار ۴- پراکنش موران سهم اشتغال بخش صنعت



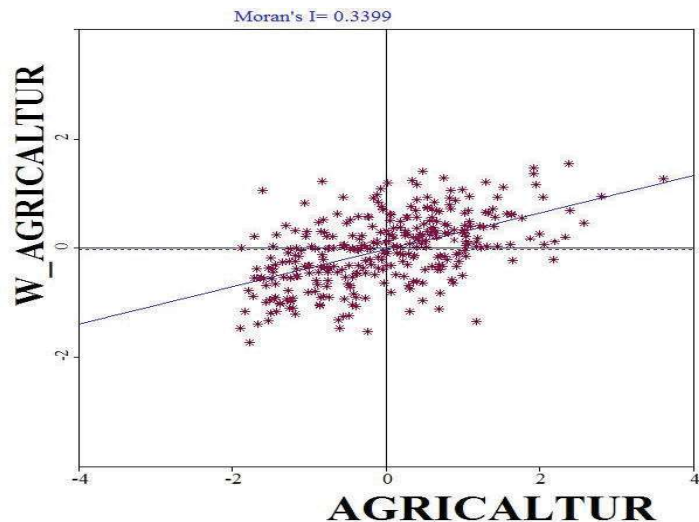
نمودار ۵- پراکنش موران مشارکت مردان



نمودار ۶- پراکنش موران مشارکت زنان



نمودار ۷- پراکنش موران نرخ باسوادی



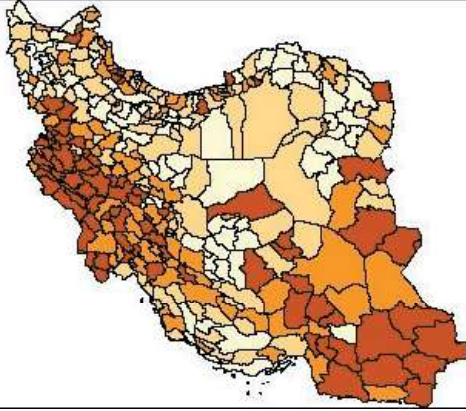
نمودار ۸- پراکنش موران سهم اشتغال بخش کشاورزی

از نمودار پراکنش موران می‌توان برای شناسایی شهرستان‌هایی که به طور نابهنجاری در فضا توزیع شده‌اند استفاده کرد. به طوری که برای متغیر نرخ بیکاری ۱۶ درصد (۷ درصد در LH و ۹ درصد در LH)، برای مشارکت مردان ۱۷ درصد (۹ درصد در LH و ۸ درصد در LH)، برای سهم اشتغال ۲۳ درصد (۱۵ درصد در LH و ۸ درصد در LH) از ارزش متغیرها غیرمشابه است. به عبارتی مناطقی که میزان بالایی از متغیر مورد نظر را دارند در کنار مناطقی که مقدار کمی از آن متغیر را دارند قرار می‌گیرند.

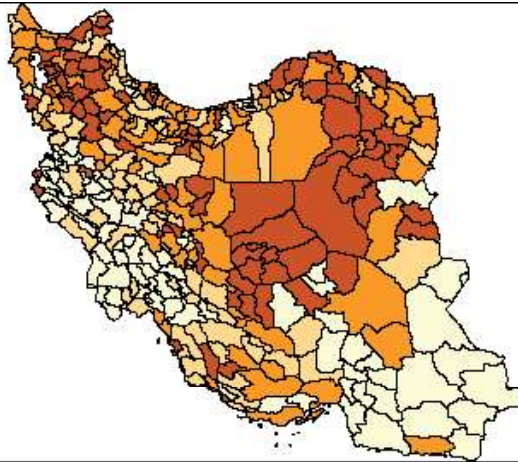
می‌توان خوشه‌های تشکیل شده توسط متغیرها را روی نقشه‌هایی که با توجه به ارزش هر متغیر رسم شده‌اند تشخیص داد. شکل شماره ۱ نقشه شهرستان‌های ایران با توجه به سطح نرخ بیکاری است که نقاط پر رنگ‌تر نرخ‌های بالاتر بیکاری را نشان می‌دهند. بر اساس این نمودار، مناطق با نرخ بیکاری بالا عمدتاً در غرب و جنوب شرقی ایران قرار دارند و خوشه‌هایی از بیکاری را در این فضاها جغرافیایی تشکیل می‌دهند. اما مناطق با نرخ بیکاری پایین خوشه‌های جغرافیایی منظمی را نشان نمی‌دهند.

شکل ۲ نقشه شهرستان‌های ایران با توجه به سطح سهم اشتغال است. مناطق پر رنگ‌تر، سهم‌های بالاتر اشتغال و قسمت‌های کم‌رنگ‌تر، سهم‌های پایین‌تر اشتغال را نشان می‌دهند. بر اساس این شکل، مناطق با سهم بالای اشتغال عمدتاً در مرکز و شمال غربی ایران و مناطق با سهم پایین اشتغال عمدتاً در غرب و جنوب شرقی ایران قرار گرفته‌اند که خوشه‌هایی از سهم اشتغال را در این فضاها جغرافیایی تشکیل می‌دهند.

شکل شماره ۱- نرخ بیکاری در شهرستان



شکل شماره ۲- سهم اشتغال در شهرستان



### نتیجه‌گیری

در ایران، نرخ‌های بیکاری منطقه‌ای، تفاوت‌های گسترده‌ای را نشان می‌دهند از این رو، به دلیل این تفاوت‌ها، بررسی آن در فضایی جغرافیایی، حائز اهمیت می‌باشد. در این مقاله، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی که در مورد خودهمبستگی فضایی کاربرد دارند و داده‌های اقتصادی-اجتماعی سال ۱۳۸۵ مرکز آمار ایران، ساختار فضایی تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای ایران را در سطح در ۳۳۶ شهرستان بررسی کرده‌ایم. هدف، یافتن مدل آماری مناسب برای توضیح تفاوت‌های موجود در بیکاری مناطق مختلف ایران بوده است.

از این رو، مطالعه تجربی را با یک فرایند عمومی که همان رهیافت فلورکس و فولمر است و ساختار احتمالی داده‌های فضایی، انجام داده‌ایم.

در ابتدا یک مدل را بدون در نظر گرفتن اثر فضا بر آورد نمودیم و سپس سه مدل دیگر با در نظر گرفتن اثر فضا اجرا کردیم. همچنین با استفاده از تکنیک‌های ESDA متغیرهایی که ساختار فضایی مشابهی دارند و باید در مدل قرار گیرند را شناسایی نمودیم. نتایج نشان‌دهنده آن است که در بازار کار ایران در سال ۱۳۸۵ دو پدیده خودهمبستگی فضایی مثبت بین متغیرها و ناهمگنی فضایی میان آن‌ها وجود داشته است. اینکه مناطق با بیکاری بالا و یا پایین خوشه‌هایی را در فضا تشکیل می‌دهند نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی فضایی میان مناطق است و اینکه در بعضی موارد، رفتارهای عوامل اقتصادی با توجه به تجزیه و تحلیل داده‌های فضایی توضیحی (ESDA) ناپایا هستند نشان‌دهنده ناهمگنی فضایی است.

همچنین، نتایج نشان می‌دهند همراه با توضیح‌دهندگی بیشتر مدل فضایی، تفاوت در بیکاری مناطق عمدتاً توسط سهم اشتغال (تعداد شاغلین به جمعیت در سن کار) مناطق توضیح داده می‌شوند. یک افزایش در سهم اشتغال، بیشترین سهم را در کاهش نرخ بیکاری هر منطقه دارا می‌باشد که معناداری این متغیر به عنوان نماینده تقاضای نیروی کار با توجه به ادبیات تحقیق نشانه وجود عدم تعادل بین مناطق و پایداری آن است. در این شرایط دولت با توجه به ضعیف بودن نیروهای متعادل‌کننده می‌تواند با انجام سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای روی کاهش نرخ بیکاری منطقه‌ای مؤثر باشد.

از دیگر نتایج این است که افزایش در سهم اشتغال بخش کشاورزی و صنعت باعث کاهش نرخ بیکاری شده ولی اثر بخش صنعت در کاهش نرخ بیکاری بیشتر بوده است. در هر منطقه، افزایش نرخ مشارکت مردان و زنان باعث افزایش نرخ بیکاری آن منطقه خواهد شد ولی اثر افزایش نرخ مشارکت زنان بیشتر از نرخ مشارکت مردان بوده است. همچنین، افزایش نرخ با سوادی باعث کاهش نرخ بیکاری در منطقه خواهد شد.

البته نتایج حاصل را اگر بخواهیم برای ارائه سیاست‌های کاهش بیکاری مورد استفاده قرار دهیم باید به طور چند جانبه به آن نگاه کنیم. به طور مثال، اگر افزایش نرخ مشارکت زنان بیش از افزایش نرخ مشارکت مردان سبب افزایش بیکاری می‌شود با ترغیب خروج آنان از بازار کار، معضل بیکاری رفع نخواهد شد. بلکه باید با اعمال سیاست‌های درست، موج جدیدی که در راستای حضور زنان در بازار کار به دلیل افزایش متوسط سطح سواد آنان پدیدار شده را در جهت رشد اقتصاد ملی هدایت نماییم.

## منابع

### الف- فارسی

- ۱- اکبری، نعمت الله، مفهوم فضا و چگونگی آن در مطالعات منطقه‌ای، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۴، شماره ۲۳.
- ۲- اکبری، نعمت الله، عسکری، علی، روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی: تئوری و کاربرد، فصلنامه پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، ۱۳۸۰، جلد دوازدهم، شماره ۱ و ۲.
- ۳- اکبری، مؤیدفر، بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور، (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، پاییز ۱۳۸۳، شماره ۱۳.
- ۴- اکبری، نعمت الله، عمادزاده، مصطفی، رضوی، سید علی، بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مشهد، (رهیافت اقتصادسنجی فضایی در روش هدائیک)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۱۱ و ۱۲.
- ۵- رضوی، مهدی، مشرفی، رسام، تحلیل دینامیکی اشتغال در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۳، شماره ۱۸.
- ۶- شهیادی، سعید، تحلیل فضایی عرضه و تقاضای نیروی کار، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، ۱۳۸۳.
- ۷- صباغ کرمانی، مجید، تجزیه و تحلیل نابرابری‌های منطقه‌ای اشتغال در استان‌های کشور، مدرس، ۱۳۸۰، شماره ۲.

### ب- لاتین

- 8- Alpay Filiztekin Regional Unemployment in Turkey, **Sabancı University, Faculty of Arts and Social Sciences**, Orhanli 34956 Tuzla, Istanbul, Turkey, 2007.  
E-mail: alpayf@sabanciuniv. edu
- 9- Anselin Luc: **spatial econometrics-European Journal of Spatial Development**-<http://www.nordregio.se/EJSD/>-ISSN 1650-9544-Refereed Articles -Oct 2003-no 5
- 10- Burda, M. C ; Profit, S, **Matching across space: evidence on mobility in the Czech Republic**, Labour Economics Vol. 3, 1996, pp. 255-278 .
- 11- Burridge, P.; Gordon, I., **Unemployment in the British Metropolitan Labour Areas**, Oxford Economic Papers, Vol. 33, 1981, pp. 274-297.
- 12- Eleonora Patacchini , **Local analysis of economic disparities in Italy: a spatial statistics approach**, Springer-Verlag 2007 ,Stat. Meth. & Appl, DOI 10.1007/s10260-007-0054-8
- 13- Enrique L'opez-Bazo, Tom'as del Barrio, Manuel Artis, "**The regional distribution of Spanish unemployment: A spatial analysis**"-Department of Econometrics, Statistics and Spanish Economy, University of Barcelona, Avda. Diagonal 690, 08034 Barcelona, Spain (  
E-mail: {elopez; barrio; artis}@eco. ub. es)

- 14- Lesage Jam. P, *The Theory and Practice of Spatial Econometrics-Department of Economics University of Toledo*, February, 1999.
- 15- Maria Francesca Cracolici, **Miranda Cuffaro, Peter Nijkamp** ,**Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy**, Tinbergen Institute Discussion Paper/TI 2007-065/3
- 16- Molho, I , **Spatial Autocorrelation in British Unemployment**, Journal of Regional Science, Vol. 35, 1995, pp. 641-658.
- 17- Nickell S, Layard R , "**Labor market institutions and economic performance**", In: Ashenfelter, O (Ed. ), Handbook of Labor Economics, Elsevier, Amsterdam, 1999, pp. 3029-3084
- 18- Niebuhr Annkatrin ,**spatial interaction and regional unemployment in European Journal of Spatial Development**  
-<http://www.nordregio.se/EJSD/>-ISSN 1650-9544-Refereed ArticlesOct 2003-no 5€
- 19- Overman, H. G , Puga, D , **Unemployment clusters across European regions and countries**, CEPR Discussion Paper, 1999, No. 2255, London

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]

[REDACTED]