



وابستگی فضایی بیکاری منطقه‌ای در استان مازندران (رویکرد اقتصادسنجی فضایی)

زهرا میلا علمی^{۱*} - محمد جواد سعادت^{۲**}
تاریخ ارسال: ۱۳۸۶/۱۰/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۳/۵

چکیده

نرخ بیکاری در شهرستان‌های استان مازندران تفاوت‌های گسترده‌ای را نشان می‌دهد. در این استان، علاوه بر بیکاری، تفاوت نرخ بیکاری مناطق نیز قابل توجه است. براساس داده‌های رسمی کشور، نرخ بیکاری استان مازندران در سال ۱۳۸۵، در حدود ۱۰/۸۵ درصد بوده در صورتی که تفاوت‌های بسیار زیادی بین مناطق آن وجود داشته است. به طور مثال، در این سال، نرخ بیکاری شهرستان جویبار ۶/۵ درصد و شهرستان سوادکوه ۲۰/۶ درصد بوده است. بنابراین، در این پژوهش تلاش می‌کنیم تا به بررسی نرخ بیکاری در فضایی جغرافیایی پرداخته و با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی که در مورد خودهمبستگی فضایی کاربرد دارند، ساختار فضایی تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای در ۱۶ شهرستان استان مازندران را بررسی کنیم. براساس یافته‌های این پژوهش، در بازار کار استان مازندران در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵، پدیده خودهمبستگی فضایی مثبت بین متغیرها وجود داشته است. این که مناطق با بیکاری بالا و یا پایین خوشه‌هایی را در فضا تشکیل می‌دهند نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی فضایی میان مناطق است. همچنین، در این پژوهش، با استفاده از مدل‌های فضایی به بررسی اثر شوک هر شهرستان روی شهرستان‌های دیگر پرداخته و اثر سرریز آن را به دست می‌آوریم.

واژگان کلیدی: تحلیل فضایی، بیکاری منطقه‌ای، وابستگی فضایی، خود همبستگی فضایی.
طبقه‌بندی JEL: R۱۲، J۱۰، C۲۱، C۱

*. عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران Email: z.elmi@umz.ac.ir
**. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران و مدرس دانشگاه پیام نور Email: msaadatster@gmail.com

در هر کشور، بیکاری افزون بر آثار اقتصادی، آثار اجتماعی، فرهنگی و سیاسی نیز دارد. از این رو، شناخت ماهیت بیکاری و عوامل مؤثر بر آن، چه در سطح ملی و چه در سطح منطقه‌ای اهمیت بسیاری دارد.

در ایران، به دلیل جوانی جمعیت و به سن کار رسیدن موج جمعیتی دهه اول انقلاب، کشور با معضل بیکاری روبرو شده‌است. به دلیل اهمیت بیکاری در زندگی فردی و اجتماعی، در این مطالعه برآن شدیم تا با بررسی فضایی بیکاری و اشتغال در شهرستان‌های استان مازندران، عوامل تأثیرگذار بر آنها را شناسایی کنیم.

در استان مازندران، علاوه بر بیکاری، تفاوت نرخ بیکاری مناطق نیز قابل توجه‌است. نرخ بیکاری اعلام شده برای این استان، تفاوت‌های میان مناطق را در خود پنهان می‌کند. به طوری که، براساس داده‌های رسمی کشور، نرخ بیکاری استان مازندران در سال ۱۳۸۵، در حدود ۱۰/۸۵ درصد بوده در صورتی که تفاوت‌های بسیار زیادی بین مناطق آن وجود داشته‌است. به طور مثال، در این سال، نرخ بیکاری شهرستان جویبار ۶/۵ درصد و شهرستان سوادکوه ۲۰/۶ درصد بوده‌است. به دلیل تفاوت در بیکاری شهرستان‌های استان مازندران، نرخ بیکاری را در فضایی جغرافیایی بررسی می‌نماییم.

انجام پژوهش در علوم منطقه‌ای، مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است، که پژوهشگر با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص، که به صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست می‌یابد. وقتی در پژوهش، با داده‌هایی روبرو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان مناسب نخواهد بود. 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 اند دو مسأله وجود دارد^۱:

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 می‌کند.

اقتصادسنجی مرسوم، دو موضوع وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد. چرا که، در صورت توجه به آنها، قضیه گوس-مارکف مبنی بر وجود ویژگی‌های مطلوب برای برآوردکننده روش حداقل مربعات معمولی، نقض خواهد شد. در قضیه گوس-مارکف فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها، این فرض 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 ضرایب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهند بود و در نتیجه، شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم، کاربرد نداشته و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی است.

در این مقاله، به دلیل اهمیت بیکاری در ایران و تفاوت‌های منطقه‌ای این معضل اقتصادی-اجتماعی، بیکاری منطقه‌ای در استان مازندران و تعاملات موجود در آن را در چارچوب اقتصادسنجی فضایی بررسی نموده‌ایم تا شاید نتایج آن راهگشای سیاستگذاران اقتصاد کشور و استان قرار گیرد.

ساختار مقاله بدین صورت است که در قسمت اول، مبانی نظری تفاوت بیکاری منطقه‌ای را ارائه می‌کنیم. در پی آن، مروری اجمالی بر مطالعات داخلی و خارجی خواهیم داشت. سپس، مدل تحقیق و داده‌ها را ارائه کرده و در نهایت، پس از ارائه نتایج برآورد مدل، به نتیجه‌گیری، خواهیم پرداخت.

۱. Lesage (۱۹۹۹).

۱. مبانی نظری تفاوت بیکاری محلی

مبانی نظری تفاوت بیکاری محلی - مانند بیشتر تحلیل‌های تجربی در حیطه این موضوع - از طریق فرضیه تعادل پایدار در مورد بازارهای کار فضایی، تفاوت‌های بیکاری محلی را توضیح می‌دهند. ملهو^۱ تعادل را وضعیتی تعریف می‌کند که مطلوبیت یکسانی در بین مناطق برای هر گروه نیروی کار همگن وجود داشته و هیچ انگیزه‌ای برای مهاجرت بیشتر نیروی کار وجود ندارد (شرط اضافی این که سودهای یکسانی در مناطق مختلف وجود دارد، به طوری که حرکت سرمایه صورت نمی‌پذیرد). تفسیرهای تعادلی بازار کار محلی از لحاظ نظری و تجربی تأیید شده‌است، که در میان مطالعات انجام‌شده می‌توان به کارهای هال، مارستون و روزن^۲ 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 است. کارگران به مناطقی مهاجرت می‌کنند که مشاغل جدید ایجاد شده، تا این که انگیزه بیشتری برای نقل مکان وجود نداشته باشد. به بیان دیگر، توزیع فضایی بیکاری در تفسیر تعادلی از طریق مطلوبیت ثابت یا یکسان در مناطق مشخص می‌شود. بیکاری بالا در منطقه I ام از طریق چند عامل مثبت دیگر (مانند امکانات محلی، شرایط جوی، کیفیت زندگی، قیمت مسکن محلی و جز اینها) که انگیزه مهاجرت را از بین می‌برد، جبران می‌شود.

در مقایسه با تفسیر فعلی، تفاوت‌های بیکاری محلی را نیز می‌توان از لحاظ عدم تعادل 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 داشته‌باشد. سرعت تعدیل ممکن است به عوامل مختلف مرتبط با عرضه و تقاضای کار بستگی داشته‌باشد. 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 نشده‌است)، 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 دلیل عرضه زیاد نیروی کار رو به کاهش است.

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 ال هورست^۳ ارائه شده‌است 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.^۴
- (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.^۵ با این همه، براساس مدل‌های تجربی اخیر، رابطه نرخ بیکاری ملی و منطقه‌ای به صورت یک رابطه تعادلی است (تا به صورت ادواری).^۶ واضح است که نگرش ابتدایی با توجه به ناپایداری جزء ادواری در ارتباط با دوره برآورد انتخاب‌شده و نبود مبانی نظری مورد انتقاد قرار گرفته‌است.^۷
- (ج) **مدل امکانات**، که تفاوت بیکاری بین مناطق را به وسیله توزیع امکانات توضیح می‌دهد. به بیان دیگر، نرخ بیکاری تعادلی

۱. Molho, (۱۹۹۵).

۲. Hall (۱۹۷۰), Marston (۱۹۸۵), Rosen (۱۹۷۴, ۱۹۷۹)

۳. Elhorst, (۲۰۰۳).

۴. Cheshire, ۱۹۷۳; Holzer (۱۹۹۳).

۵. Thirlwall (۱۹۶۶), Brechling (۱۹۶۷).

۶. Martin (۱۹۹۷), Baddely et al (۱۹۹۸).

۷. Dunn (۱۹۸۲), Byers (۱۹۹۰), Chapman (۱۹۹۱).

هر منطقه تابعی از امکانات منطقه خواهد بود. امکانات و عوامل مطلوب منطقه (همچنین دستمزدهای واقعی) موازنه‌ای با بیکاری بالا دارند.^۱

گروه دوم، مدل‌های ضمنی هستند که نرخ بیکاری منطقه را توضیح نمی‌دهند اما، شروط اصلی تئوری را حل کرده یا برآوردهای تجربی آن را ارائه می‌دهند. این گروه، مدل‌های مبنی بر مهاجرت^۲ و مدل NAIURU^۳ و مدل بلانچارد و کاتز^۴ را شامل می‌شود.

سومین گروه، مدل‌های اتحاد حسابداری است که روی متغیر سن کار جمعیت و ورود و خروج آنان تمرکز می‌کنند. یک مدل حسابداری عمومی برای ناحیه i ام به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$U = P_{wa} * L + NC - E \quad \text{و} \quad \Delta P_{wa} = G + NM$$

که در آن، U سطح بیکاری و P_{wa} سن کار جمعیت و L نرخ مشارکت نیروی کار و NC خالص مهاجرت‌ها و مسافرت‌های کوتاه در منطقه و E سطح اشتغال، G تعادل بین وارد شونده‌گان به و خارج شونده‌گان از سن کار جمعیت، و NM خالص مهاجرت به درون است.

در نهایت، مدل‌های همزمان فرض می‌کنند، نرخ بیکاری منطقه‌ای، یک یا چند متغیر بازار کار منطقه‌ای را تحت تأثیر قرارداده و هم از آنها تأثیر می‌پذیرد (مانند نرخ مشارکت نیروی کار، سن کار جمعیت، کل سن کار جمعیت، میزان اشتغال و درآمد). استفاده‌های جالب توجه این مدل را می‌توان در کارهای بلانچارد و کاتز^۵ و همچنین دکرسین و فاناس^۶ مشاهده کرد. در نتیجه، تجزیه و تحلیل تفاوت‌های بیکاری در سطح منطقه، متنوع و مکمل همدیگر بوده ولی در برخی موارد، چارچوب‌ها با یکدیگر مغایرت دارند.

در این پژوهش، هدف ما تجزیه و تحلیل توزیع جغرافیایی بیکاری در استان مازندران، با توجه به مدل تک معادله‌ای است که در آن، بیکاری به وسیله یک متقاضی کار و تعدادی متغیر کنترل توضیح داده می‌شود. البته، از سهم اشتغال یا همان تعداد شاغلان به جمعیت در سن کار، به عنوان جایگزینی برای نرخ بیکاری در شهرستان‌های مازندران استفاده کرده‌ایم. در نمودار ۱، نرخ بیکاری و سهم اشتغال به صورت استاندارد شده در مقابل هم رسم شده‌اند که با توجه به پراکندگی در اطراف خط گذشته از میان مشاهدات و شیب آن، می‌توان اظهار نمود که رابطه نسبتاً دقیق و معکوسی بین این دو متغیر وجود دارد.

۱ . Hall (۱۹۷۲), Pissarides & McMaster (۱۹۹۰), Layard et al (۱۹۹۱).

۲ . Pissarides & McMaster (۱۹۹۰), Groenewold (۱۹۹۷).

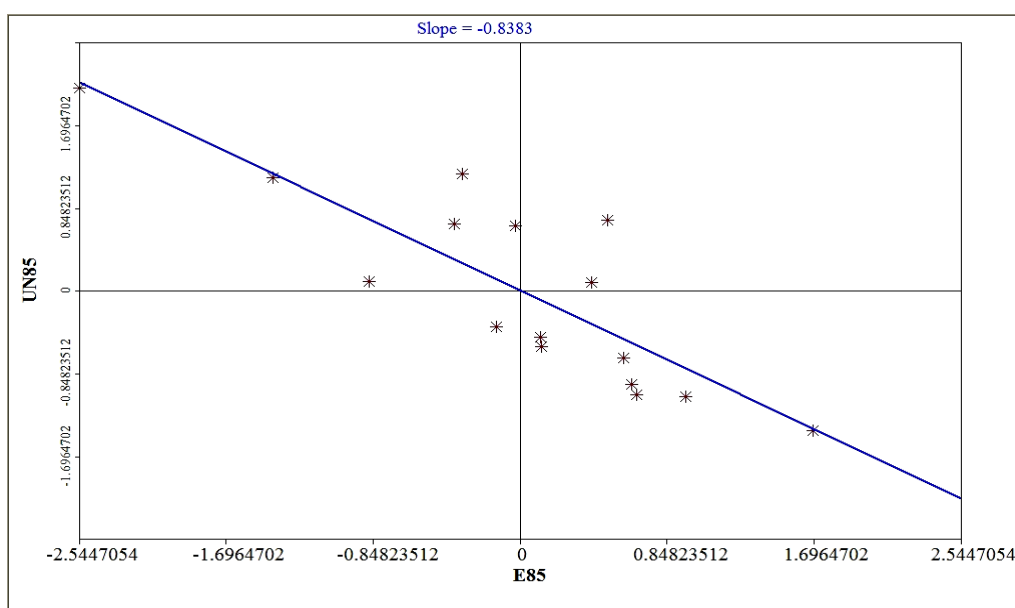
۳ . Johnes & Hyclak (۱۹۸۹), Blackley (۱۹۸۹), Payne (۱۹۹۵).

۴ . Blanchard and Katz model (۱۹۹۰).

۵ . Blanchard and Katz (۱۹۹۲).

۶ . Decressin and Fatás (۱۹۹۵).

نمودار ۱-۱. رابطه بین نرخ بیکاری و سهم اشتغال به صورت استاندارد در استان مازندران، سال ۱۳۸۵



۲. مروری بر مطالعات انجام شده

۲-۱. مطالعات داخل کشور

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

دسته دوم مطالعاتی هستند که به بررسی سیستم اقتصاد کشور پرداخته‌اند. در این گروه از مطالعات، الگویی کلان برای اقتصاد کشور طراحی شده 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 شهشهانی در سال ۱۳۵۵،

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

- الگوهای کلان ارائه شده در برنامه سوم 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 اُکان در ایران پرداخته‌اند. با بررسی مطالعات انجام شده در ایران، این نکته را درمی‌یابیم که در بیشتر این مطالعات، به عامل فضا توجهی 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 کرد. با توجه به نتایج این مطالعه، استان‌هایی که صنعتی‌تر بودند، در دوره مطالعه رشد کمتری نسبت به استان‌های دیگر داشتند. براساس دو شاخص تایل و ویلیامسون نابرابری‌ها در طی زمان کاهش داشت، در صورتی که شاخص ضریب تغییرات غیرموزون این مطلب را تأیید نمی‌کرد. با اتکا به نتایج این مطالعه و در نظر گرفتن این نکته که نابرابری بین

استان‌ها قابل توجه‌است، می‌توان نتیجه گرفت که سازوکار تعدیل در بین مناطق ایران همانند بیشتر مناطق در اروپا دارای مشکلات جدی‌است.

مطالعه *پرویان و امینی* نشان می‌دهد که در ایران، افزایش حداقل دستمزد واقعی، باعث به هم زدن توزیع اشتغال بر حسب جنس و سن می‌شود و در این میان جوانان و زنان بیشترین آسیب را می‌بینند. اما اثر این افزایش بر بیکاری مناطق، بررسی نشده‌است.

متوسلی و وهابی در پژوهشی با عنوان "الگوسازی تفاوت‌های منطقه‌ای از دیدگاه توسعه منطقه‌ای، روش‌شناسی و کاربرد" به تفاوت‌های بین مناطق از دیدگاه برنامه‌ریزی و توسعه منطقه‌ای پرداختند. این پژوهش با تأکید بر ضرورت توجه به ماهیت تفاوت‌های منطقه‌ای، این تفاوت‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد و برخی از نظریات تفاوت مناطق مانند دوگانگی، قطبی شدن و همگرایی را به صورت خلاصه بررسی می‌کند. همچنین در این مقاله، به اقتصادسنجی فضایی و الگوسازی‌های انجام‌شده توسط آن و آثار فضا و وقفه‌های فضایی اشاره کوتاهی می‌شود.

بختیاری و یحیی‌آبادی در پژوهش "تحلیل تجربی نقش بخش‌های مختلف اقتصادی در تغییر نرخ بیکاری در ایران" با بیان این که نرخ بیکاری در ایران، ترکیبی از سه نوع بیکاری اصطلاحی، ساختاری و ادواری‌است و در این میان وزن و اهمیت بیکاری ساختاری بیشتر از دو مورد دیگر است، به بررسی تجربی تأثیر رشد اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی بر نرخ بیکاری پرداخته‌اند. آنان با استفاده از اقتصادسنجی استاندارد و به صورت سری زمانی به این پرسش پرداخته‌اند که کدامیک از بخش‌های اقتصادی نقش مؤثرتری در کاهش بیکاری داشته‌است؟

براساس نتایج به دست آمده در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹، رشد اشتغال در بخش صنعت قادر به کاهش نرخ بیکاری نبوده اما رشد اشتغال در بخش خدمات نقش مؤثری در کاهش نرخ بیکاری داشته‌است. همچنین، ارزش افزوده بخش صنعت باعث کاهش نرخ بیکاری نبوده در حالی که افزایش در ارزش افزوده بخش خدمات به طور معناداری نرخ بیکاری در کشور را کاهش داده‌است.

۲-۲. مطالعات خارج کشور

لیارد و نیکل (۱۹۹۹)^۱ در مطالعه‌ای با عنوان "نهادهای بازار کار و اصلاحات اقتصادی"، برخی از نارسایی‌های سازوکار تعدیل را به قوانین و نهادها مرتبط می‌سازند. براساس نتایج آنان، قوانین سخت‌گیرانه بازار کار، حفاظت از اشتغال و حداقل دستمزد نباید هدف گذاری اصلی مناطق برای کاهش بیکاری باشد. در عوض، آنها اصلاح سیستم امنیت اجتماعی همراه با یک بازار کار فعال را پیشنهاد می‌کنند.

بوردا و پروفیت (۱۹۹۶)^۲ در مطالعه خود با عنوان "تطابق در فضا"، معنادار بودن فاصله جغرافیایی در فرایند تطبیق شغل (یعنی فعالیت جستجوی شغل برای کارگران و فعالیت‌استخدام کارگران جدید توسط شرکت‌ها) را در کشور چک و اسلواکی بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که اثر فرسایشی فاصله به تنهایی تعیین‌کننده‌است.

بوریدج و گاردن (۱۹۸۱)^۳ 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 القای مهاجرت به خاطر تفاوت‌های رشد اشتغال مناطق ایجاد شده‌است. افزون بر این، آنها بیان می‌کنند که برای دستیابی به یک تغییر قابل ملاحظه در رشد اشتغال، نیازمند تغییر در بیکاری هستیم.

ملهو (۱۹۹۵)^۴ در پژوهشی 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

۱ . Neckell and Layard (۱۹۹۹)

۲ . Burda and Profit

۳ . Burridge and Gordon (۱۹۸۱)

۴ . Molho (۱۹۹۵)

می‌دهد. این اثر سر ریز^۱ که با فاصله تنازلی^۲ پایین مشخص می‌شود، با رفتار مهاجرت سازگار است. به علاوه، مطالعه و تشخیص اثر تمرکز بالا توسط وابستگی فضایی امکان‌پذیر بوده، که معلول سفرهای بین شهری و از حومه به شهر است. **آنناکاترین نیبوه^۳**، در پژوهشی با عنوان "تعامل فضایی و بیکاری منطقه‌ای در اروپا" به بررسی مشکلات بازار کار اروپا و تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای در این کشورها پرداخته و بیان می‌کند که تعاملات فضایی از جمله مهاجرت و سفرهای کوتاه بین شهری و تجارت بین منطقه‌ای احتمالاً دلیل وابستگی فضایی در بازار کار است. ایشان همخوانی فضایی در بیکاری منطقه‌ای را برای نمونه‌ای از کشورهای اروپایی بین سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۰ به وسیله محاسبه خودهمبستگی فضایی و روش‌های اقتصادسنجی فضایی مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج به دست‌آمده، نشان‌دهنده وابستگی فضایی معنادار میان بازار کار منطقه‌ای در اروپا است. همچنین نشان می‌دهد مناطق با بیکاری بالا و مناطق با بیکاری پایین تمایل دارند خوشه‌هایی را در فضا تشکیل دهند.

اورمن و پوگا^۴ (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان "خوشه‌های بیکاری در میان مناطق و کشورهای اروپایی"، خوشه‌های بیکاری را در سراسر اروپا بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که نرخ بیکاری در میان مناطق همسایه نسبت به مناطق داخل کشور مشابهت بیشتری دارد.

لوپز، باریو و آرتیس^۵ (۲۰۰۱)، در مطالعه‌ای با عنوان "توزیع منطقه‌ای بیکاری در اسپانیا (یک تحلیل فضایی)"، به تجزیه و تحلیل توزیع نرخ بیکاری در استان‌های اسپانیا پرداخته و از ویژگی‌های عمومی توزیع‌ها به همراه اقتصادسنجی فضایی استفاده نمودند. افزون بر این، آنها به بسط ویژگی‌های فضایی توزیع‌ها و گسترش متغیرهای توضیحی در مدل تجربی، توجه نمودند. نتایج بررسی آنان، نشان‌دهنده افزایش وابستگی فضایی در توزیع نرخ بیکاری بوده است.

آپای فلیزتکین^۶ (۲۰۰۷) در پژوهش خود با 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 این پژوهش، از تکنیک‌های فضایی و ناپارامتریکی برای بررسی ناهمگونی‌های گسترده نرخ بیکاری منطقه‌ای برای سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۰۰ کشور ترکیه استفاده کرده است. نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهند نرخ بیکاری در بین استان‌ها مزمین و ماندگار است و شکاف موجود بین مناطق، با خوشه‌های فضایی ایجاد شده در سراسر کشور، بیشتر می‌شود.

پاتاسچینی^۷ (۲۰۰۷) در پژوهشی با عنوان "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 به دست‌آمده، نشان می‌دهند که تفاوت‌های بین منطقه‌ای، در بین مناطق اصلی معنادار هستند.

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 است. با توجه به این که 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 ولی اقتصادسنجی فضایی این امکان را فراهم می‌سازد که بدون محاسبه آمارهای مربوط به عوامل ایجادکننده تعاملات بین مناطق، این تعاملات بررسی شود. ما در این پژوهش، با استفاده از مدل تأخیر

۱ . Spillover effect

۲ . Distance decay

۳ . Aannekatrin Niebuhr

۴ . Overman and Puga (۲۰۰۲)

۵ . Enrique L'opez-Bazo, Tom'as del Barrio, Manuel Artis

۶ . Alpay Filiztekin

۷ . Patacchini Eleonora

فضایی و خطای فضایی سعی می‌کنیم روابط بین مناطق را شناسایی کرده و با استفاده از صورت بندی‌های متفاوت این مدل و تفسیرهای مربوط به هر یک از آنها، تا حدی نوع تعاملات موجود بین مناطق را شناسایی کنیم.

۳. مدل تحقیق و داده‌ها

هدف تجزیه و تحلیل حاضر، بررسی این نکته است که آیا روابط فضایی میان تفاوت بیکاری شهرستان‌ها در استان مازندران وجود دارد. با توجه به ادبیات موضوع، تفاوت منطقه‌ای بیکاری و مؤلفه‌های فضایی، ممکن است به وسیله تفاوت در سطح محلی، به علت ساختار و عوامل غیرتصادفی توضیح داده شود. معمولاً متغیرهای استفاده شده از این نظر 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 تحصیلی جمعیت^۱.

در این مطالعه، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، معناداری تعاملات فضایی تفاوت‌های بیکاری در ۱۶ شهرستان استان مازندران را با استفاده از داده‌های سرشماری سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ بررسی می‌کنیم.

عامل 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 هستند. عناصر دیگر ماتریس (w_{ij}) شدت اثر ناحیه محلی i روی ناحیه j را ارائه می‌کند^۲. 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 پژوهش، از ماتریس همسایگی یعنی وزن‌های فضایی دوتایی استفاده شده، که $w_{ij} = 1$ اگر منطقه i, j همسایه باشند (یعنی مرز مشترک داشته باشند) و در غیر این صورت $w_{ij} = 0$ خواهد بود. برای این که 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:

$$\Delta U = \beta_0 + \beta_1 E + \varepsilon \quad (1)$$

که در آن، ΔU تغییر در نرخ بیکاری مناطق و E نرخ رشد شاغلان بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ به عنوان یک نماینده تقاضای کار بوده و ε بردار پسماندها است. اگر اثرات فضایی ذاتی باشد و حقیقتاً وجود داشته باشد، اما آنها را در نظر نگیریم برآورد تورش داری از پارامترهای معادله ۱ خواهیم داشت. بنابراین، برای این که تعاملات فضایی توزیع جغرافیایی بیکاری را کشف کنیم از فرایند فلورکس و فولمر^۳ (۱۹۲۲) استفاده می‌کنیم. صورت کلی مدل به صورت زیر است:

$$U = \rho WU + \beta X - \delta WX + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (2)$$

که در آن، X یک ماتریس $(n \times k)$ از مشاهدات k متغیرهای مستقل (در تحقیق ما E)، ρ ضریب خودهمبستگی فضایی است و اثر سرریز^۴ را اندازه‌گیری می‌کند. به بیان دیگر، اگر $\rho \neq 0$ باشد نشاندهنده آن است بیکاری در منطقه i به صورت مستقیم به بیکاری در مناطق همسایه دیگر وابسته است. افزون بر این، برای این که اثرات سرریز مربوط به متغیرهای توضیحی را به دست آوریم آنها را به صورت تأخیری و با ضریب δ در نظر گرفتیم.

مدل ۲ را نمی‌توان به صورت مستقیم برآورد کرد، زیرا پارامترها را نمی‌توان کاملاً مشخص کرد. بنابراین، به طور خلاصه، فلورکس و فولمر پیشنهاد می‌کنند که لازم است ابتدا این نکته بررسی شود که آیا جمله اخلاص به صورت خودرگرسیونی در نظر گرفته شود (آیا $\lambda = 0$ است) یا وجود جمله تأخیر فضایی مناسب و لازم است (آیا $\rho = 0$ است).

۱. Elhorst (۲۰۰۳)

۲. Anselin and Bera (۱۹۹۸)

۳. Florax and Folmer's procedure

۴. spillover effect

اگر در مدل λ و δ صفر فرض شوند ما به مدلی می‌رسیم که به آن مدل تأخیر فضایی SAR^۱ می‌گویند (شبهه مدل AR در سری‌های زمانی) و به صورت زیر است:

$$y = \rho W y + \beta X + \varepsilon \quad \varepsilon \approx N(Q, \sigma^2)$$

اگر در مدل، λ و ρ صفر فرض شوند ما به مدلی می‌رسیم که به آن مدل خطای فضایی SEM^۲ می‌گویند (شبهه مدل MA در سری‌های زمانی) و آن نیز به صورت زیر است:

$$y = \beta X + \varepsilon \quad \varepsilon = \lambda \varepsilon + \xi \quad \xi \approx N(Q, \sigma^2)$$

ثانیاً، اگر مدل هیچ یک از این دو را شامل نشود، باید احتمال اینکه آیا مدل، متغیر مستقل با تأخیر فضایی را شامل می‌شود آزمون کرد (آیا $\delta=0$ است). که در این حالت به آن مدل دوربین فضایی SDM^۳ می‌گویند که به صورت زیر است:

$$y = \rho W y + \beta X - \delta W X + \varepsilon \quad \varepsilon \approx N(Q, \sigma^2)$$

بنابراین، با حرکت از یک مدل بدون اثرات فضایی (مدل ۱) و استفاده از یک تست ضریب لاگرانژ جداگانه - که به وسیله بوردیج^۴ پیشنهاد شده است (همچنین در کارهای انسلین ۱۹۸۸ و ۱۹۹۲) - ما این نکته را که آیا λ و ρ صفر هستند، بررسی می‌کنیم. افزون بر این، این پرسش ارزشمند وجود دارد که آیا مدل بسیار کلی اولیه مرجع است یا خیر؟ در پاسخ به این پرسش یک آزمون برای فرضیه عامل مشترک باید انجام گیرد.^۵

افزون بر این، با این روش، ما یک استراتژی تجربی عمومی براساس روش‌شناسی هندری^۶ را دنبال کرده‌ایم. همچنین، در بین مدل‌های نظری (یعنی فرمول‌بندی ریاضی نظری که در این مطالعه مدل ۱ است) و مدل‌های آماری تمایز قائل شده‌ایم. اگر فرضیه‌های مدل آماری پس از آزمون رد نشوند، نشان‌دهنده این مطلب است که ساختار احتمالی فرض شده با داده‌ها تناسب دارد. در غیراین صورت، باید مدل جایگزینی که ساختار مفیدتری دارد، انتخاب شود. به بیان دیگر، ما تلاش می‌کنیم بیشترین تناسب آماری را برای مدل‌های نظری داشته باشیم.

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

اگر چه در بخش قبل، پایه‌های نظری و داده‌ها معرفی شدند، اما به دلیل نبود داده‌های تمامی متغیرهای قابل بررسی و همچنین عدم پاسخ‌دهی برخی از متغیرها به مبانی نظری و لزوم برآورد یک مدل آماری مناسب ناگزیریم که از برخی از متغیرهایی که توضیح‌دهندگی مناسبی دارند، استفاده نماییم. ابتدا مدل مقطعی را برای شهرستان‌های استان مازندران، بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی برآورد نموده و ضرایب آن را به دست آوردیم. تمامی ضرایب به دست آمده، معنادار بودند، اما آزمون ضریب لاگرانژ بودریج و آماره موران نشان داد که با احتمال بسیار زیاد، همبستگی فضایی بین مشاهدات وجود دارد. با وجود همبستگی فضایی بین مشاهدات، نتایج به دست آمده از روش OLS تورش‌دار بوده و دقت آن زیر سؤال می‌رود.

آزمون LM(p) که عدد ۳۱/۱۶ را نشان می‌دهد بیان‌کننده این نکته است که $\rho \neq 0$ است. بنابراین، با توجه به فرایند فلورکس و فولمر، مدل تأخیر فضایی باید برآورد شود. نتایج برآورد مدل تأخیر فضایی، در ستون دوم جدول نتایج ارائه شد. در این مدل نیز

۱. Spatial Autoregressive Model

۲. Spatial Error Model

۳. Spatial Durbin Model

۴. Burridge (۱۹۸۰)

۵. مدل خطای همبسته هم ارز با یک شکل ویژه‌ای از مدل تأخیر فضایی با تبدیل متغیر برای متغیرهای وابسته و مستقل به صورت $(Y - \lambda W Y) = X\beta - \lambda W X\beta + \varepsilon$ است، بنابراین مدل تأخیر فضایی را می‌توان به صورت $Y = \lambda W Y + X\beta - \lambda W X\beta + \varepsilon$ نوشت. این مدل یک زیر مجموعه شناخته شده از مدل با فرض عامل مشترک برای مدل کلی تر $Y = \lambda W Y + X\beta + W X\delta\varepsilon + \varepsilon$ است. آزمون LM برای فرضیه عامل مشترک، فرضیه $\delta = \lambda\beta$ را آزمون می‌کند. اگر فرضیه صفر رد شود مدل کلی تر با متغیرهای مستقل تأخیری باید برآورد شود.

۶. Hendry's methodology

ضرایب معناداری خویش را حفظ کرده و پارامتر ρ مقدار $0/593$ را با سطح معناداری بالایی اختیار کرده و علامت مثبت آن نشان‌دهنده این نکته است که بیکاری در منطقه I به طور مستقیم به بیکاری در مناطق همسایه وابسته بوده که این خود نشان‌دهنده میزان اثر مناطق مجاور است. همچنین، با توجه به فرایند فلور کس و فولمر، مدل خطای فضایی را برآورد کرده که نتایج را در ستون سوم جدول ۱ نشان داده‌ایم. در این مدل نیز، ضرایب از معناداری بالایی برخوردار هستند. همچنین، با توجه به آزمون LR محاسبه شده، فرضیه صفر مبنی بر فرض وجود عامل مشترک رد می‌شود. در نتیجه، مدل با متغیر مستقل تأخیری نیز باید برآورد شد. پس از برآورد این مدل، نتایج به دست آمده را در ستون چهارم جدول نتایج نشان داده‌ایم.

با توجه به معیار آکاییک و شوارتز و R^2 ، مدل کلی یا SAC بهترین وضعیت را داشته ولی در این مدل ضریب λ بی‌معناست و با حذف آن از معادله، به مدل SAR می‌رسیم. پس با توجه به نظری و معناداری ضرایب و توضیح‌دهندگی، مدل دوربین فضایی مناسب‌ترین مدل بوده، چون آماره آکاییک^۱ و شوارتز^۲ آن پایین و ضرایب آن معنادار و از توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار است. مدل‌های تأخیر فضایی و مدل خطای فضایی هم نتایج بسیار نزدیکی را نشان می‌دهند و از آزمون‌های آماری مناسبی برخوردار هستند.

بر اساس نتایج جدول ۱، ملاحظه می‌کنیم که با برآورد مدل فضایی همراه با معناداری قابل قبول ضرایب و همچنین جداسازی اثرات فضا در مدل و حذف تورش موجود در مدل OLS توانستیم توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به مدل حاصل از برآورد روش OLS داشته باشیم. به طوری که با توجه به آماره R^2 ، مدل دوربین فضایی در حدود ۲۵ درصد توضیح‌دهندگی بیشتر را نشان می‌دهد. همچنین، نتایج نشان می‌دهند که تغییر در بیکاری مناطق در حد فاصل دو سرشماری ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵، توسط رشد اشتغال مناطق توضیح داده می‌شود و با نظریه‌های موجود در مبنای نظری انطباق کامل دارد. یک افزایش نهایی در رشد اشتغال باعث کاهش در نرخ بیکاری هر منطقه می‌شود.

جدول ۱- نتایج رگرسیون

متغیرهای توضیحی	مدل ۱ OLS	مدل ۲ SAR	مدل ۳ SEM	مدل ۴ SDM	مدل ۵ SAC
Constant	۱۳.۴۴ (۳.۲۴)	۱۱.۸۴ (۴.۱۱)	۱۱.۰۱ (۳.۲۳)	۲۵.۴۸ (۳.۳۴)	۱۲.۴۰ (۴.۶۹)
employment growth	-۰.۳۰۲ (-۲.۹۱)	-۰.۲۹ (-۴.۰۱)	-۰.۲۴ (-۳.۱۴)	-۰.۳۲ (-۴.۵۱)	-۰.۳۱ (-۴.۶۸)
W-employment growth(δ)				-۰.۳۱ (-۱.۹۲)	

۱. AIC

۲. BIC

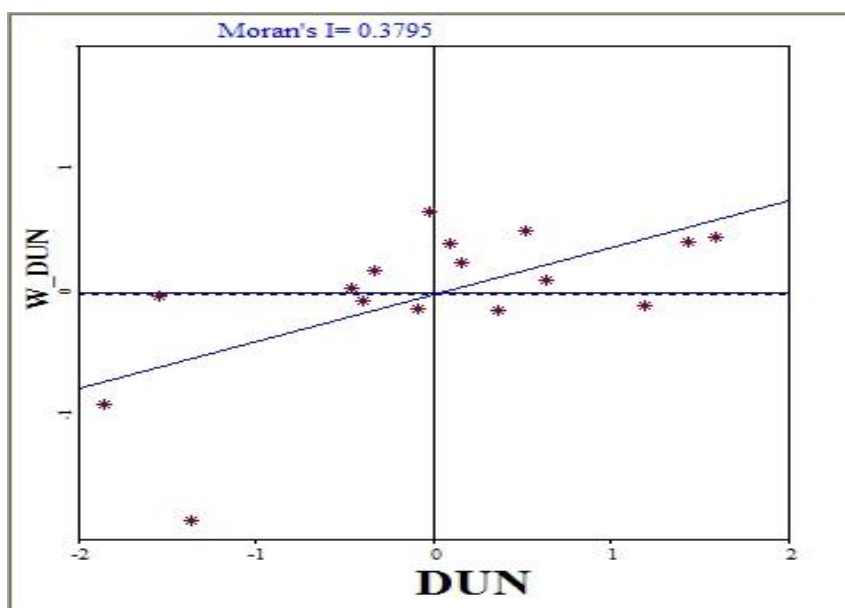
rho (ρ)		۰.۵۹۳ (۳.۴۶)		۰.۴۴۴ (۲.۰۹)	۰.۷۱۱ (۳.۲۴)
Lambda(λ)			۰.۵۰ (۲.۵۱)		-۰.۱۳۵ (-۰.۸۰)
R-squared	۰.۳۷۷	۰.۵۱۳۹	۰.۵۵۹۲	۰.۶۲۲۷	۰.۷۳۴۱
AIC	۱.۷۶۹۹	۱.۶۵۵۵	۱.۷۸۰۸	۱.۵۵۲۵	۱.۴۱۶۶
BIC	۱.۵۷۰۹	۱.۴۵۶۵	۱.۵۸۱۹	۱.۳۵۳۵	۱.۲۱۷۶

نمودار پراکنش موران توسط انسلین در سال ۱۹۹۳ به منظور درک چگونگی توزیع مناطق با توجه به همسایگی و مجاورت ارائه شده که برای نمایش وابستگی فضایی متغیر مورد نظر استفاده می‌شود. در این نمودار، متغیر استاندارد شده هر منطقه، به طور جداگانه 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 می‌شود. تأخیر فضایی، میانگین وزنی متغیر در مناطق مجاور هر منطقه بوده که وزن‌های آن از ماتریس مجاورت W به دست 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 این که، نمودار پراکنش موران، مناطق با سطح متغیر بالا با همسایگانی که اندازه بالایی از متغیر مورد نظر را دارند، را در ربع اول یا منطقه HH و مناطق با اندازه متغیر کم با همسایگانی که سطح کمی از متغیر را دارند، 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.

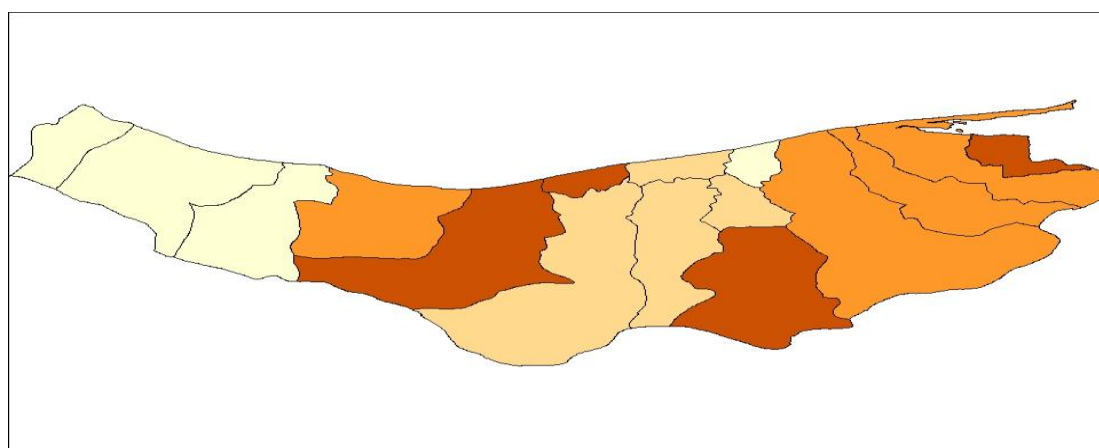
نمودار ۲، پراکنش موران برای متغیر تغییر در نرخ بیکاری، ویژگی همخوانی فضایی مثبت را برای بیشتر شهرستان‌های استان مازندران نشان می‌دهد. به طوری که ۶۹ درصد شهرستان‌های این استان، دارای همخوانی مثبت (۳۸ درصد شهرستان‌ها در منطقه HH بوده که شامل شهرستان‌های نکا، بهشهر، گلوگاه، محمودآباد، نور و نوشهر است و ۳۱ درصد شهرستان‌ها در منطقه LL بوده که شامل شهرستان‌های جویبار، بابلسر، قائمشهر، رامسر و تنکابن است) هستند.

همچنین، می‌توان خوشه‌های تشکیل شده توسط متغیرها را روی نقشه‌هایی که با توجه به ارزش هر متغیر رسم شده‌اند، تشخیص داد. نمودار ۳، نقشه شهرستان‌های استان مازندران با توجه به تغییر نرخ بیکاری در سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ است که نقاط پررنگ‌تر، بیشترین تغییر در نرخ‌های بیکاری را نشان می‌دهند. همان‌طور که مشاهده می‌شود بیشتر مناطقی که کاهش در نرخ بیکاری داشته‌اند در غرب استان مازندران قرار دارند و خوشه‌ای را در این فضای جغرافیایی تشکیل می‌دهند. اما مناطقی که افزایش زیادی در نرخ بیکاری داشته‌اند، خوشه‌های جغرافیایی منظمی را نشان نمی‌دهند.

نمودار ۲- پراکنش موران تغییر در نرخ بیکاری (۱۳۷۵-۱۳۸۵)



نمودار ۳- نرخ بیکاری در شهرستان‌های استان مازندران



نرخ بیکاری شهرستان‌های استان مازندران در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ و همچنین میزان تغییرات نرخ بیکاری در این دوره را در جدول ۲ نشان داده‌ایم. براساس این جدول، کمترین نرخ بیکاری در سال ۱۳۷۵ مربوط به شهرستان‌های محمودآباد و نور و پس از آن ساری و بابلسر و بیشترین نرخ بیکاری در این سال به شهرستان‌های تنکابن، رامسر و سپس بهشهر و جویبار مربوط است، در حالی که کمترین نرخ بیکاری در سال ۱۳۸۵ مربوط به شهرستان‌های جویبار، بابلسر و بابل و بیشترین نرخ بیکاری در سال ۱۳۸۵ به شهرستان‌های سوادکوه، گلوگاه و سپس بهشهر مربوط است. در طول این دوره، شهرستان‌های محمودآباد، نور و سوادکوه بیشترین افزایش نرخ بیکاری و شهرستان‌های تنکابن، جویبار و رامسر بیشترین کاهش در نرخ بیکاری را داشته‌اند. همچنین مشاهده می‌شود که تغییر در نرخ بیکاری شهرستان‌ها در این دوره بسیار زیاد بوده که تغییر تعاریف شاغل و بیکار در سرشماری سال ۱۳۸۵ نسبت به سال ۱۳۷۵ بی‌تأثیر نبوده‌است.

جدول ۲- نرخ بیکاری شهرستان‌های استان مازندران در سرشماری‌های سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵

شهرستان	نرخ بیکاری ۷۵	نرخ بیکاری ۸۵	تغییرات نرخ بیکاری	شهرستان	نرخ بیکاری ۷۵	نرخ بیکاری ۸۵	تغییرات نرخ بیکاری
آمل	۶.۷۲	۸.۴۴	۱.۷۲	ساری	۶.۳۶	۱۰.۳۵	۳.۹۹
بابل	۸.۰۰	۷.۹۹	۰.۰۰	سوادکوه	۱۲.۰۰	۲۰.۵۹	۸.۵۹
بابلسر	۶.۵۲	۷.۹۰	۱.۳۸	قائم شهر	۱۲.۹۵	۱۲.۶۵	-۰.۳۰
بهشهر	۱۴.۵۵	۱۶.۸۹	۲.۳۴	گلوگاه	۱۱.۶۳	۱۷.۰۶	۵.۴۳
تنکابن	۱۸.۰۷	۹.۵۰	-۸.۵۷	محمودآباد	۴.۰۹	۱۴.۹۳	۱۰.۸۳
جویبار	۱۳.۳۷	۶.۵۴	-۶.۸۳	نکا	۹.۸۶	۱۲.۶۲	۲.۷۶
چالوس	۱۱.۴۷	۱۰.۷۸	-۰.۶۹	نور	۵.۰۴	۱۵.۰۰	۹.۹۶
رامسر	۱۵.۸۱	۹.۹۸	-۵.۸۳	نوشهر	۱۰.۳۹	۱۵.۱۸	۴.۷۸

مأخذ: مرکز آمار ایران.

۵. اثر سرریز هر منطقه روی مناطق دیگر

از آنجایی که مدل خطای فضایی، مدل مناسب با معناداری بالا است می‌توان با استفاده از ویژگی‌های این مدل، اثر سرریز هر منطقه بر روی مناطق دیگر را مشاهده کرد. همان طور که مشاهده می‌شود مدل خطای فضایی به صورت زیر است:

$$y = \beta X + \varepsilon \quad ; \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \xi \quad \xi \approx N(Q\sigma^2)$$

می‌توان این مدل را به صورت زیر نیز نوشت:

$$y = \beta X + (I - \lambda W)^{-1} \xi \quad \xi \approx N(Q\sigma^2)$$

در این پژوهش برای بررسی اثر سرریز، شوک یکسانی را به صورت تغییر یک واحدی در جمله خطا مربوط به هر منطقه لحاظ کردیم و اثر آن را بر تغییرات در تغییر نرخ بیکاری در هر منطقه به دست آوردیم که نتایج را در جدول ۲ آورده‌ایم. با توجه به نتایج به دست آمده، یک شوک وارده به شهرستان قائمشهر و نور به طور متوسط و مطلق بیشترین تأثیر را در تغییر در نرخ بیکاری شهرستان‌های استان مازندران در طول سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ داشته و کمترین اثر مربوط به شهرستان رامسر و گلوگاه است. همچنین، با توجه به جدول ۳ بیشترین اثری که هر شهرستان تنها روی شهرستان‌های دیگر داشته مربوط به شهرستان قائمشهر و پس از آن شهرستان‌های بابلسر و نور و کمترین اثر به شهرستان‌های رامسر، گلوگاه و نوشهر مربوط است.

با توجه به این یافته‌ها، شهرستان‌های قائمشهر، بابلسر و نور بیشترین پیوندها را با دیگر شهرستان‌های استان داشته و تحرک اقتصادی این شهرستان‌ها اثر بیشتری روی دیگر شهرستان‌ها می‌گذارد. البته باید این نکته را در نظر داشت که این نتایج با توجه به ثابت ماندن تمام شرایط و ایجاد یک شوک در هر منطقه به دست آمده است.

جدول ۲- اثر شوک هر شهرستان بر روی شهرستان‌های دیگر در سال ۱۳۸۵

تغییر در نرخ بیکاری	شوک شهرستان امل	شوک شهرستان بابل	شوک شهرستان بابلسر	شوک شهرستان بهشهر	شوک شهرستان تنکابن	شوک شهرستان جویبار	شوک شهرستان چالوس	شوک شهرستان رامسر
امل	۰.۰۹۲۹۲	۰.۱۶۶۴۸	۰.۱۹۷۲۸	۰.۰۰۰۵۷	۰.۰۰۵۸۸	۰.۰۲۶۷۹	۰.۰۳۰۷۷	۰.۰۰۱۴۷
بابل	۰.۱۶۶۴۸	۱.۰۸۷۰۷	۰.۱۹۱۸۰	۰.۰۰۲۱۹	۰.۰۰۰۹۹	۰.۰۴۶۰۹	۰.۰۰۵۲۰	۰.۰۰۰۲۵
بابلسر	۰.۱۵۷۸۳	۰.۱۵۳۴۴	۱.۱۰۰۲۸	۰.۰۰۱۸۲	۰.۰۰۱۴۹	۰.۱۳۲۶۴	۰.۰۰۷۸۳	۰.۰۰۰۳۷
بهشهر	۰.۰۰۱۱۴	۰.۰۰۴۳۸	۰.۰۰۴۵۶	۱.۲۳۵۲۳	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۱۲۸۶	۰.۰۰۰۰۵	۰.۰۰۰۰۰
تنکابن	۰.۰۱۱۷۵	۰.۰۰۱۹۹	۰.۰۰۳۷۴	۰.۰۰۰۰۱	۱.۲۰۶۰۳	۰.۰۰۰۴۸	۰.۲۲۷۴۰	۰.۳۰۲۱۱
جویبار	۰.۰۳۵۷۲	۰.۰۶۱۴۵	۰.۲۲۱۰۶	۰.۰۰۰۸۵۷	۰.۰۰۰۳۲	۱.۰۷۴۶۹	۰.۰۰۱۶۸	۰.۰۰۰۰۸
چالوس	۰.۰۴۱۰۲	۰.۰۰۶۹۳	۰.۰۱۳۰۵	۰.۰۰۰۰۳	۰.۲۱۸۲۷	۰.۰۰۱۶۸	۱.۱۴۲۹۶	۰.۰۵۴۶۷
رامسر	۰.۰۰۵۸۹	۰.۰۰۰۹۹	۰.۰۰۱۸۷	۰.۰۰۰۰۰	۰.۶۰۴۲۲	۰.۰۰۰۲۴	۰.۱۶۴۰۲	۱.۱۵۱۳۵
ساری	۰.۰۱۴۸۰	۰.۰۵۶۶۱	۰.۰۵۸۹۷	۰.۰۴۳۰۷	۰.۰۰۰۱۱	۰.۱۶۶۳۵	۰.۰۰۰۵۹	۰.۰۰۰۰۳
سوادکوه	۰.۰۳۷۱۷	۰.۲۱۷۳۶	۰.۰۶۹۳۴	۰.۰۰۰۸۶۳	۰.۰۰۰۲۴	۰.۰۶۰۲۴	۰.۰۰۱۲۴	۰.۰۰۰۰۶
قائم شهر	۰.۰۴۱۲۸	۰.۱۵۷۹۱	۰.۱۶۴۴۷	۰.۰۰۶۴۴	۰.۰۰۰۳۲	۰.۱۴۸۳۰	۰.۰۰۱۶۶	۰.۰۰۰۰۸
گلوگاه	۰.۰۰۰۵۷	۰.۰۰۲۱۹	۰.۰۰۲۲۸	۰.۶۱۸۸۵	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۶۴۴	۰.۰۰۰۰۲	۰.۰۰۰۰۰
محمودآباد	۰.۲۳۸۷۴	۰.۰۵۸۴۷	۰.۲۲۶۱۹	۰.۰۰۰۴۲	۰.۰۰۷۴۱	۰.۰۲۷۸۵	۰.۰۳۸۸۱	۰.۰۰۱۸۶
نکا	۰.۰۰۳۹۹	۰.۰۱۵۲۸	۰.۰۱۵۹۱	۰.۳۲۰۲۱	۰.۰۰۰۰۳	۰.۰۴۴۸۹	۰.۰۰۰۱۶	۰.۰۰۰۰۱
نور	۰.۱۷۸۸۲	۰.۰۳۰۲۱	۰.۰۵۶۸۷	۰.۰۰۰۱۳	۰.۰۳۷۰۱	۰.۰۰۷۳۴	۰.۱۹۳۸۱	۰.۰۰۹۲۷
نوشهر	۰.۰۵۵۰۷	۰.۰۰۰۹۳۰	۰.۰۱۷۵۱	۰.۰۰۰۰۴	۰.۰۶۳۹۵	۰.۰۰۲۲۶	۰.۲۳۴۸۶	۰.۰۱۶۰۲
متوسط تغییر در نرخ بیکاری هر منطقه	۰.۱۳۰۲۰	۰.۱۲۶۸۸	۰.۱۴۶۵۷	۰.۱۴۰۳۹	۰.۱۳۴۱۴	۰.۱۰۹۹۵	۰.۱۴۰۶۹	۰.۰۹۶۱۰
تغییر در نرخ بیکاری	شوک شهرستان ساری	شوک شهرستان سوادکوه	شوک شهرستان قائم شهر	شوک شهرستان گلوگاه	شوک شهرستان محمودآباد	شوک شهرستان نکا	شوک شهرستان نور	شوک شهرستان نوشهر
امل	۰.۰۱۴۸۰	۰.۰۲۷۸۸	۰.۰۵۱۶۰	۰.۰۰۰۱۴	۰.۱۷۹۰۵	۰.۰۰۲۰۰	۰.۱۷۸۸۲	۰.۰۲۷۵۴
بابل	۰.۰۵۶۶۱	۰.۱۶۳۰۲	۰.۱۹۷۳۹	۰.۰۰۰۵۵	۰.۰۴۳۸۵	۰.۰۰۷۶۴	۰.۰۳۰۲۱	۰.۰۰۴۶۵
بابلسر	۰.۰۴۷۱۷	۰.۰۴۱۶۱	۰.۱۶۴۴۷	۰.۰۰۰۴۶	۰.۱۳۵۷۱	۰.۰۰۶۳۷	۰.۰۴۵۴۹	۰.۰۰۰۷۱
بهشهر	۰.۰۸۶۱۴	۰.۰۱۲۹۵	۰.۰۱۶۱۰	۰.۳۰۹۴۲	۰.۰۰۰۶۳	۰.۳۲۰۲۱	۰.۰۰۰۲۷	۰.۰۰۰۰۴
تنکابن	۰.۰۰۰۲۳	۰.۰۰۰۳۶	۰.۰۰۰۷۹	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۱۱۱۲	۰.۰۰۰۰۳	۰.۰۰۷۴۰۲	۰.۰۶۳۹۵
جویبار	۰.۲۲۱۷۹	۰.۰۶۰۲۴	۰.۲۴۷۱۶	۰.۰۰۲۱۵	۰.۰۲۷۸۵	۰.۰۲۹۹۳	۰.۰۰۹۷۸	۰.۰۰۱۵۱
چالوس	۰.۰۰۰۷۹	۰.۰۰۱۲۴	۰.۰۰۲۷۶	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۳۸۸۱	۰.۰۰۰۱۱	۰.۲۵۸۴۱	۰.۲۲۳۲۴
رامسر	۰.۰۰۰۱۱	۰.۰۰۰۱۸	۰.۰۰۰۴۰	۰.۰۰۰۰۰	۰.۰۰۵۵۷	۰.۰۰۰۰۲	۰.۰۳۷۰۸	۰.۰۳۲۰۴
ساری	۱.۱۱۴۲۹	۰.۱۶۷۵۳	۰.۲۰۸۳۲	۰.۰۱۰۷۹	۰.۰۰۸۱۹	۰.۱۵۰۳۵	۰.۰۰۳۴۵	۰.۰۰۰۵۳
سوادکوه	۰.۲۲۳۳۷	۱.۰۸۰۵۲	۰.۲۵۲۶۶	۰.۰۰۲۱۶	۰.۰۱۲۵۱	۰.۰۳۰۱۴	۰.۰۰۷۲۳	۰.۰۰۱۱۱
قائم شهر	۰.۱۶۶۶۶	۰.۱۵۱۵۹	۱.۱۰۰۲۲۱	۰.۰۰۱۶۱	۰.۰۲۲۸۶	۰.۰۲۲۴۹	۰.۰۰۹۶۴	۰.۰۰۱۴۸
گلوگاه	۰.۰۴۳۱۵	۰.۰۰۶۴۹	۰.۰۰۰۸۰۷	۱.۱۵۵۰۲	۰.۰۰۰۳۲	۰.۱۶۰۴۲	۰.۰۰۰۱۳	۰.۰۰۰۰۲
محمودآباد	۰.۰۱۰۹۳	۰.۰۱۲۵۱	۰.۰۲۸۱۰	۰.۰۰۰۱۱	۱.۰۸۰۸۲	۰.۰۰۱۴۷	۰.۲۲۵۵۸	۰.۰۳۴۷۴
نکا	۰.۰۳۰۷۱	۰.۰۴۵۲۱	۰.۰۵۶۲۲	۰.۰۸۰۲۱	۰.۰۰۲۲۱	۱.۱۱۷۸۸	۰.۰۰۰۹۳	۰.۰۰۰۱۴
نور	۰.۰۰۳۴۵	۰.۰۰۵۴۲	۰.۰۱۲۰۵	۰.۰۰۰۰۳	۰.۱۶۹۱۸	۰.۰۰۰۴۷	۱.۱۲۶۴۷	۰.۱۷۳۴۵
نوشهر	۰.۰۰۱۰۶	۰.۰۰۱۶۷	۰.۰۰۳۷۱	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۵۲۱۰	۰.۰۰۰۱۴	۰.۲۴۶۹۱	۱.۰۹۹۳۷
متوسط تغییر در نرخ بیکاری هر منطقه	۰.۱۴۳۲۰	۰.۱۱۱۱۵	۰.۱۴۷۹۴	۰.۰۹۷۶۷	۰.۱۱۱۹۲	۰.۱۱۵۶۰	۰.۱۴۷۱۵	۰.۱۰۴۴۳

جدول ۳- اثر شوک هر منطقه بر روی منطقه‌های دیگر در سال ۱۳۸۵

شوک شهرستان رامسر	شوک شهرستان چالوس	شوک شهرستان جویبار	شوک شهرستان تنکابن	شوک شهرستان بهشهر	شوک شهرستان بابلسر	شوک شهرستان بابل	شوک شهرستان آمل	شوک شهرستان رامسر
۱.۱۵۱	۱.۱۴۳	۱.۰۷۵	۱.۲۰۶	۱.۲۳۵	۱.۱۰۰	۱.۰۸۷	۱.۰۹۳	اثر شوک هر منطقه روی همان منطقه
۱.۵۳۸	۲.۲۵۱	۱.۷۵۹	۲.۱۴۶	۲.۲۴۶	۲.۳۴۵	۲.۰۳۰	۲.۰۸۳	اثر شوک هر منطقه روی مناطق دیگر
۰.۳۸۶	۱.۱۰۸	۰.۶۸۴	۰.۹۴۰	۱.۰۱۱	۱.۲۴۵	۰.۹۴۳	۰.۹۹۰	کل اثر شوک هر منطقه
شوک شهرستان نوشهر	شوک شهرستان نور	شوک شهرستان نکا	شوک شهرستان محمودآباد	شوک شهرستان گلوگاه	شوک شهرستان قائم شهر	شوک شهرستان سوادکوه	شوک شهرستان ساری	شوک شهرستان نوشهر
۱.۰۹۹	۱.۱۲۶	۱.۱۱۸	۱.۰۸۱	۱.۱۵۵	۱.۱۰۷	۱.۰۸۱	۱.۱۱۴	اثر شوک هر منطقه روی همان منطقه
۱.۶۷۱	۲.۳۵۴	۱.۸۵۰	۱.۷۹۱	۱.۵۶۳	۲.۳۶۷	۱.۷۷۸	۲.۲۹۱	اثر شوک هر منطقه روی مناطق دیگر
۰.۵۷۱	۱.۲۲۸	۰.۷۳۲	۰.۷۱۰	۰.۴۰۸	۱.۲۶۰	۰.۶۹۸	۱.۱۷۷	کل اثر شوک هر منطقه

مأخذ: محاسبات این پژوهش

۶ نتیجه‌گیری

در استان مازندران نرخ‌های بیکاری منطقه‌ای، تفاوت‌های گسترده‌ای را نشان می‌دهند. از این رو، به دلیل این تفاوت‌ها، بررسی آن در فضایی جغرافیایی، اهمیت بسیاری دارد.

در این مقاله، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی که در مورد خودهمبستگی فضایی کاربرد دارند و داده‌های سرشماری سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ مرکز آمار ایران، ساختار فضایی تفاوت‌های بیکاری منطقه‌ای ایران را در سطح ۱۶ شهرستان استان مازندران، بررسی کردیم. هدف اصلی ما، یافتن مدل آماری مناسب برای توضیح تفاوت‌های موجود در بیکاری مناطق مختلف ایران بوده‌است. از این رو، مطالعه تجربی را با یک فرایند عمومی که همان رهیافت فلورکس و فولمراست و ساختار احتمالی داده‌های فضایی، انجام داده‌ایم.

در ابتدا، یک مدل را بدون در نظر گرفتن اثر فضا برآورد نمودیم و سپس، چهار مدل دیگر را با در نظر گرفتن اثر فضا اجرا کردیم. در نتیجه، با توجه به معیارهای موجود، مدل دوربین فضایی به عنوان مدل مناسب تشخیص داده شد. نتایج بررسی‌ها، نشان‌دهنده آن است که در بازار کار در استان مازندران شاهد پدیده خودهمبستگی فضایی مثبت بین متغیرها هستیم. همچنین، نتایج نشان می‌دهند همراه با توضیح‌دهندگی بیشتر مدل فضایی، تغییر در بیکاری مناطق توسط سهم اشتغال (تعداد شاغلان به جمعیت در سن کار) مناطق توضیح داده می‌شود. یک افزایش نهایی در رشد اشتغال باعث کاهش نرخ بیکاری هر منطقه می‌شود. همچنین با فرض ثابت ماندن تمام شرایط و ایجاد یک شوک در هر منطقه، مشاهده شد که بیشترین اثری که هر شهرستان فقط روی شهرستان‌های دیگر داشته مربوط به شهرستان‌های قائمشهر، بابلسر و نور و کمترین اثر به شهرستان‌های رامسر، گلوگاه و نوشهر مربوط است. بنابراین، سیاستگذاران منطقه‌ای می‌توانند با استفاده از این نتایج، در مکان‌گزینی طرح‌های ملی و منطقه‌ای استفاده نمایند و سرمایه‌گذاری را در مناطقی گسترش دهند که بیشترین پیوندها را با دیگر مناطق و بیشترین اثر را روی مناطق دیگر داشته باشد.

منابع

- اکبری، نعمت... (۱۳۸۴). مفهوم فضا و چگونگی آن در مطالعات منطقه‌ای. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۳.
- اکبری، نعمت... و عسکری، علی. (۱۳۸۰). روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی: تئوری و کاربرد. فصلنامه پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، جلد دوازدهم، شماره ۲۱.
- اکبری نعمت... و مؤیدفر، روزیتا. (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۳.
- اکبری، نعمت...؛ عمادزاده و رضوی، مهدی. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مشهد (رهیافت اقتصادسنجی فضایی در روش هدانیک)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی T شماره ۱۱ و ۱۲.
- رضوی، مهدی، مشرفی و رسام. (۱۳۸۳). تحلیل دینامیکی اشتغال در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۸.
- شهیدی، سعید و اکبری، نعمت... (۱۳۸۳). تحلیل فضایی عرضه و تقاضای نیروی کار. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان.
- صباغ کرمانی، مجید. (۱۳۸۰). تجزیه و تحلیل نابرابری‌های منطقه‌ای اشتغال در استان‌های کشور، مدرس، شماره ۲، دوره پنجم
- مرکز آمار ایران، سرشماری نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵.

- Alpay Filiztekin. (۲۰۰۷). Regional Unemployment in Turkey. Sabanci University, Faculty of Arts and Social Sciences, Istanbul, Turkey. E-mail: alpayf@sabanciuniv.edu
- Anselin Luc. (۲۰۰۳). spatial econometrics. European Journal of Spatial Development. <http://www.nordregio.se/EJSD/>-ISSN ۱۶۵۰-۹۵۴۴-Refereed Articles -Oct ۲۰۰۳-no ۵
- Eleonora Patacchini. (۲۰۰۷). Local analysis of Economic Disparities in Italy: a Spatial Statistics Approach. Springer-Verlag ۲۰۰۷, Stat. Meth. & Appl. DOI ۱۰.۱۰۰۷/S۱۰۲۶۰۰۰۰۷۰۰۰۵۴-۸
- Enrique L'opez-Bazo, Tom'as del Barrio, and Manuel Artis: The Regional Distribution of Spanish Unemployment: A spatial analysis Department of Econometrics, Statistics and Spanish Economy, University of Barcelona, Avda. Diagonal ۶۹۰, ۰۸۰۳۴ Barcelona, Spain (e-mail: {elopez; barrio; [artis](mailto:artis@eco.ub.es)}@eco.ub.es)
- Lesage Jam .P. (۱۹۹۹). The Theory and Practice of Spatial Econometrics. Department of Economics University of Toledo.
- Niebuhr Annekatrin. (۲۰۰۳). Spatial Interaction and Regional Unemployment in European. Journal of Spatial Development-<http://www.nordregio.se/EJSD/>-ISSN ۱۶۵۰-۹۵۴۴-Refereed Articles Oct ۲۰۰۳-no ۵€
- Maria Francesca Cracolici, Miranda Cuffaro, Peter Nijkamp. (۲۰۰۷). Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy; Tinbergen Institute Discussion Paper/TI ۲۰۰۷-۰۶۵/۳.

Keyword: Uncertainty, Oil Revenue, Exchange Rate, Garch

Unemployment Spatial Autocorrelation in Mazandaran (Using Spatial Econometrics)

Zahra Mila Elmi^۱, Ph.D. Mohammad Javad Saadat^۲

Received: ۱۲/۱/۲۰۰۸

Accepted: ۲۵/۵/۲۰۰۸

Abstract:

In Mazandarn province, regional unemployment rates appear to vary widely. In the year ۲۰۰۶, in this province, unemployment rates were ۱۰.۸۵ percent. This disparity is widely in county level. For example, unemployment rate at Joybar and Savadkoh counties were ۶.۵ and ۲۰.۶ percent respectively. Because of regional differences in unemployment rate, geographical analyze is important.

In this research, by using spatial econometrics models which is applied in spatial autocorrelation and Iranian census data in the year ۲۰۰۶, we analyze the geographical distribution of unemployment in the ۱۶ counties of Mazandaran province.

On the basis of findings, there was positive spatial autocorrelation phenomena in Mazandaran labor market at the county level. Counties marked by high unemployment rate, as well as those characterized by low unemployment rate, tended to be spatially clustered, demonstrating the presence of 'spatial autocorrelation'.

Also, we consider the spillover effect of county's shock on the others.

JEL Clasification: ۱, C۲۱, J۱۰, R۱۲.

Keywords: spatial analyze, regional unemployment, spatial dependence, spatial autocorrelation

^۱ Assistant Professor of Mazandaran university ,Email: z.elmi@umz.ac.ir

^۲ Graduated Student and Economic Expert of Mazandaran university ,Email: msaadatster@gmail.com