

## مدل سازی و تحلیل مکانی نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران

محمد باعقیده<sup>۱</sup>، علیرضا حمیدیان<sup>۲</sup>، عباسعلی داداشی رودباری<sup>۳</sup>، فاطمه میوانه<sup>۴</sup>

<sup>۱</sup> دکتری اقلیم‌شناسی، استادیار اقلیم‌شناسی، دانشکده جغرافیا و علوم محیطی، دانشگاه حکیم سبزواری

<sup>۲</sup> استادیار گروه جغرافیا و برنامه ریزی روستایی، دانشگاه حکیم سبزواری

<sup>۳</sup> دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی شهری، دانشکده علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی.

<sup>۴</sup> دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی شهری، دانشکده جغرافیا و علوم محیطی، دانشگاه حکیم سبزواری

نویسنده رابط: فاطمه میوانه، نشانی: سبزوار، توحیدشهر، دانشگاه حکیم سبزواری، دانشکده جغرافیا و علوم محیطی، گروه اقلیم‌شناسی و ژئومورفولوژی، تلفن: ۰۵۱۴۴۰۱۳۱۴۸،

آدرس پست الکترونیک: [fmayvaneh@yahoo.com](mailto:fmayvaneh@yahoo.com)

تاریخ دریافت: ۹۴/۵/۲۵؛ پذیرش: ۹۴/۱۰/۵

**مقدمه و اهداف:** تحلیل مکانی و تغییرات جغرافیایی در بیماری با توجه به عوامل خطر فردی، زیست محیطی، رفتاری، اجتماعی و اقتصادی، ژنتیکی و عفونی است در این پژوهش به بررسی فضایی نشانگان (سندرم) اسهال در سطح استان مازندران پرداخته شده است. **روش کار:** در این پژوهش آمار مراجعان مبتلا به نشانگان (سندرم) اسهال که دارای پرونده پزشکی و اطلاعات مکانی بودند؛ برای دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۳۸۵ از مراکز درمانی دانشگاه‌های علوم پزشکی مازندران و بابل مورد استفاده قرار گرفت. برای بررسی و تجزیه و تحلیل اطلاعات از روش‌های آمار فضایی مانند خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین موران محلی، شاخص K راپیلی و تابع تراکم کرنل استفاده شد.

**نتایج:** بر اساس نتایج شاخص‌های موران جهانی ۰/۸۷ در سطح معنی‌داری ۹۹ و ۹۵ درصد با مقدار  $P < 0.001$  سندرم اسهال در استان از الگوی خوشه‌ای تبعیت می‌نماید. همچنین نتایج تابع K نشان داد که به‌غیر از مناطق غربی استان، سایر نقاط نشانگان (سندرم) اسهال از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند. نتایج شاخص‌های انسلین محلی موران و نقاط حساس نیز نشان داد که مناطقی از استان شامل شهرستان‌های ساری، قائمشهر و بابل بیش‌ترین شیوع سندرم را داشته‌اند.

**نتیجه‌گیری:** به طور کلی نتایج نشان داد که شیوع نشانگان (سندرم) اسهال از الگوی خوشه‌ای پیروی می‌کند و استفاده از روش‌های تحلیل مکانی در مناطق خاص جغرافیایی برای پیاده‌سازی برنامه‌های کاهش خطر بهداشتی مناسب، و جزء جدایی‌ناپذیر در مطالعه‌های اپیدمیولوژیک، تجزیه و تحلیل و ارزیابی خطر شیوع نشانگان (سندرم) اسهال محسوب می‌شوند. **واژگان کلیدی:** اسهال، تحلیل مکانی، شاخص موران جهانی، K راپیلی، مازندران

### مقدمه

بیماری‌ها به کمک سامانه اطلاعات جغرافیایی (GIS)<sup>۱</sup> امکان مطالعه همبستگی بین برخی بیماری‌ها و بعضی عناصر محیطی را نیز فراهم می‌آورد (۸). در همین ارتباط آزمون‌های خودهمبستگی جهانی برای بررسی اندازه گرایش داده‌های یک منطقه با ارزش خوشه‌ای بالا و پایین بهترین آماره برای بررسی پراکنش داده‌های فضایی می‌باشد (۹). پیشرفت در آمار فضایی مرتبط با GIS منجر به گسترش مطالعه‌های مرتبط با تجزیه و تحلیل‌های فضایی در سلامت، بهداشت عمومی و تحقیقات اپیدمیولوژی شده است، و درکل نتایج پژوهش‌های بسیاری مؤید این امر است که سامانه اطلاعات جغرافیایی به عنوان یک سامانه توانمند در برنامه‌ریزی می‌تواند برای نظارت و کنترل بهداشت عمومی مورد استفاده قرار

در دهه‌ی اخیر تجزیه و تحلیل‌های فضایی به‌صورت گسترده‌ای از سوی پژوهشگران برای بررسی شیوع انواع بیماری‌ها مورد استفاده قرار گرفته است (۱،۲)؛ به گونه‌ای که با آسیب‌شناسی جغرافیایی می‌توان بیماری‌های بومی منطقه را شناخت، حدود و مرزهای اپیدمی‌های احتمالی را روی نقشه‌های جغرافیایی مشخص کرد و راه‌های مبارزه با بیماری را تعیین نمود (۳). در این بین اپیدمیولوژی فضایی، مطالعه تنوع و تغییرات فضایی الگوهای بیماری است (۴) و در ساده‌ترین شکل آن به تولید نقشه و تفسیر مکان‌های توزیع بیماری می‌انجامد (۵). هم‌چنین این امکان را فراهم می‌نماید تا پژوهشگر بتواند مناطق مورد تهدید از شیوع یک بیماری خاص را شناسایی، و تجزیه و تحلیل فضایی از آن اپیدمی را ارائه دهد (۶،۷). علاوه بر آن، ترسیم نقشه‌ی توزیع فضایی

<sup>۱</sup>Geographic Information System; GIS

خاصی برخوردار است؛ زیرا وقوع بسیاری از بیماری‌ها به شرایط جغرافیایی منطقه وابسته است. یکی از مهم‌ترین مسائل موجود در بهداشت عمومی، به دست آوردن تجمع غیر معمول گروهی از مسائل و مشکلات بهداشتی از جمله بیماری‌ها در مکانی خاص می‌باشد. در همین راستا هدف از انجام این پژوهش، تحلیل و شناسایی الگوهای مکانی شیوع نشانگان (سندرم) اسهال در گستره‌ی جغرافیایی استان مازندران می‌باشد.

## روش کار

در این پژوهش، آمار تعداد مراجعان مبتلا به نشانگان (سندرم) اسهال (A09) بر اساس طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها (ICD)<sup>۲</sup> سازمان جهانی بهداشت (۱۷) که دارای پرونده پزشکی و اطلاعات مکانی بودند برای دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۳۸۵ از معاونت بهداشتی و درمانی دانشگاه علوم پزشکی استان مازندران تهیه شد، و سپس اقدام به تشکیل بانک اطلاعاتی داده‌ها در محیط Arc Map شده است.

در گام بعد با توجه به محل سکونت بیماران داده‌های مراجعه به صورت نقطه‌ای در نقشه‌ی استان جانمایی شدند. برای تسریع در روند محاسبات، از قابلیت‌های برنامه‌نویسی نرم‌افزارهای MATLAB، ArcGIS و SAS، GS+ استفاده شد.

به منظور بررسی الگوی حاکم بر نشانگان (سندرم) اسهال از روش‌های نوین آمار فضایی؛ خود همبستگی فضایی (موران محلی و Moran جهانی)، تابع K رابلی، تحلیل لکه‌های داغ و تابع تراکم کرنل استفاده شد.

### منطقه‌ی مورد مطالعه

استان مازندران با عرض جغرافیایی ۳۵ درجه و ۴۷ دقیقه تا ۳۶ درجه و ۳۵ دقیقه شمالی و با ۵۰ درجه و ۳۴ دقیقه تا ۵۴ درجه و ۱۰ دقیقه شرقی قرار دارد. این استان با پذیرا بودن سالانه بیش از ۲۰ میلیون گردشگر یکی از مهم‌ترین قطب‌های گردشگر کشور بوده و از نظر موقعیت نسبی از شمال با دریای خزر از شرق با استان گلستان از غرب با استان گیلان و از جنوب با استان‌های سمنان، تهران، البرز و قزوین همسایه می‌باشد. حداکثر ارتفاع استان مازندران ۵۵۹۵ متر و حداقل ارتفاع استان ۵۳- از سطح دریاهای آزاد می‌باشد. صدها رود بزرگ و کوچک از سلسله جبال البرز واقع در جنوب استان سرچشمه گرفته و به دریای خزر

گردد (۱۰،۱۱). پژوهش حاضر در همین راستا با نگاهی ویژه به نشانگان (سندرم) اسهال انجام شده است.

سالانه ۲ میلیون نفر در سراسر جهان به دلیل ابتلا به نشانگان (سندرم) اسهال جان خود را از دست می‌دهند، که حدود ۸۰ درصد آن‌ها کودکان زیر ۵ سال هستند (۱۲). این سندرم یکی از عوامل مهم تأخیر رشد جسمی در کودکان، سوء تغذیه و مستعد شدن در برابر سایر بیماری‌ها نیز به شمار می‌رود. تاکنون پژوهش‌های مختلفی در سراسر جهان در خصوص پراکنش فضایی بیماری‌های عفونی با استفاده از آمار فضایی انجام شده است، که در این بین سهم مطالعات مربوط به اسهال قابل توجه‌اند. کاریل و همکاران (۱۳) به بررسی خطر ابتلا به نشانگان (سندرم) اسهال در مناطق روستایی بنگلادش پرداختند. در این پژوهش به مدل‌سازی روابط فضایی بیماری با استفاده از مدل رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی که یکی از مهم‌ترین توابع تحلیلی آمار فضایی می‌باشد؛ پرداخته شد. نتایج این پژوهش نشان داد که بین آب آشامیدنی و خطر ابتلا رابطه‌ی مثبت و قوی وجود دارد. لیک و همکاران (۱۴) روندهای فضایی- زمانی مرگ‌ومیر ناشی از اسهال را در کودکان در ارتباط با مناطق هیدروگرافی کشور برزیل مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که تنوع فضایی قابل توجهی در زمان اوج مرگ‌ومیر کودکان در مناطق این کشور وجود دارد. کنگو و همکاران (۱۵) به بررسی ویژگی‌های بالینی و تحلیل مکانی سندرم اسهال و وبا در محله‌های فقیرنشین کلکته در هند پرداختند و مناطق خطرناک سندرم اسهال و وبا را شناسایی نمودند. سانتوز و همکاران (۱۶) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل فضایی رخداد اسهال و عفونت‌های رودهای در یکی از مناطق فقیرنشین برزیل پرداختند. جامعه‌ی آماری این پژوهش را کودکان ۱۱-۲ ساله منطقه‌ی یاد شده تشکیل داده، که موقعیت محل سکونت این افراد با استفاده از سامانه‌ی موقعیت‌یاب جهانی (GPS)<sup>۱</sup> جمع‌آوری شد. برای تجزیه و تحلیل فضایی از تابع تراکم کرنل<sup>۲</sup> نیز از برنامه رایانه‌ای Terra View استفاده شد. یافته‌های مطالعه‌ی یاد شده نشان داد که مناطق شرقی و شمال شرق منطقه مورد مطالعه دارای بیش‌ترین تراکم بیماری بوده است و همچنین در مناطقی که نوزادان واکسینه شده‌اند؛ تغییراتی در توزیع فضایی حاصل پراکنش بیماری حاصل شده است.

مطالعه‌ی جغرافیایی منطقه در بررسی بیماری‌ها از اهمیت

<sup>۱</sup>Global Positioning System; GPS

<sup>۲</sup>Kernel

<sup>۲</sup>International statistical Classification of Diseases; ICD

زهکشی می‌شوند (۱۸).

### شاخص جهانی موران

این آماره عددی با عنوان «نمره استاندارد»<sup>۱</sup> به دست می‌دهد که با استفاده از آن می‌توان درجه‌ی پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را اندازه‌گیری نمود (۱۹-۲۴)؛ برای ارزیابی کلی الگوی پراکنش سطحی نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران از شاخص موران جهانی که نوعی تابع خودهمبستگی فضایی است به شکل رابطه‌ی (۱) استفاده می‌شود: رابطه‌ی (۱):

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} \right) \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{s_0 \sum_{i=1}^n z_i^2}$$

در رابطه‌ی (۱)،  $z_i$  تفاضل بین مقدار خصیصه عارضه (تعداد بیماری‌ها)  $i$  با میانگین (بیماری‌های موجود در بانک داده)  $(x_i - \bar{x})$  می‌باشد.  $W_{i,j}$  وزن موجود بین عارضه  $i$  و  $j$  (بیماری‌های ثابت شده در دو نقطه همسایه) می‌باشد که عکس فاصله‌ی بین دو عارضه  $i$  و  $j$  است.  $n$  تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه مورد استفاده (در این پژوهش، نقاط ثبت شده معرف بیماری در هر مکان از استان) است و  $s_0$  جمع کل وزن‌های فضایی می‌باشد که بر اساس رابطه (۲) محاسبه می‌شود: رابطه‌ی (۲):

$$s_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}$$

نمره‌ی استاندارد  $Z$  برای آماره موران از طریق رابطه‌ی (۳) به‌طور جداگانه محاسبه می‌شود: رابطه‌ی (۳):

$$z = \frac{I - E[I]}{S(I)}$$

به‌طورکلی اگر مقدار شاخص موران نزدیک عدد +۱ باشد، داده‌ها دارای خودهمبستگی فضایی و دارای الگوی خوشه‌ای بوده و اگر مقدار شاخص موران نزدیک به عدد -۱ باشد، آن‌گاه داده‌ها از هم گسسته و پراکنده هستند.

### شاخص محلی موران

شاخص محلی موران<sup>۲</sup> که به تحلیل خوشه و ناخوشه نیز مشهور است، الگویی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد (۲۵-۳۰). آماره‌ی محلی موران  $I$  بر اساس رابطه‌ی (۴) قابل محاسبه است: رابطه‌ی (۴):

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j} w_{i,j} (x_i - \bar{x})$$

در رابطه‌ی فوق،  $x_i$  خصیصه عارضه (مقدار بیماری هر مکان)  $i$  و  $\bar{x}$  میانگین خصیصه مربوطه (میانگین کل بیماری) و  $w_{i,j}$  وزن فضایی (وزن بیماری هر نقطه) بین عارضه  $i$  و  $j$  می‌باشد.

### تابع K

تحلیل خوشه‌ای چند فاصله‌ای که به تابع  $k$  ریپلی نیز مشهور است می‌تواند تجمع یا پراکندگی عوارض نقطه‌ای را بر اساس فواصل مختلف یا مقیاس‌های فضایی متفاوت اندازه‌گیری نماید (۲۲). در این پژوهش، از قابلیت‌های این آماره برای واسنجی رفتار فضایی نشانگان (سندرم) اسهال در سطح استان مازندران استفاده شده است. بنابراین با توجه به ماهیت پژوهش پیش رو (مدلسازی پراکنش فضای نشانگان (سندرم) اسهال)، مناسب‌ترین تابع  $k$  که به تابع  $L(d)$  مشهور است (۲۱)؛ مورد ارزیابی و واسنجی قرار گرفت. رابطه‌ی (۵):

$$L(d) = \sqrt{\frac{A \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n k(i, j)}{\pi n(n-1)}}$$

در رابطه‌ی بالا، عبارت  $d$  فاصله،  $n$  برابر با تعداد کل عوارض موجود در لایه‌ی مورد استفاده (بیماری‌های ثبت شده)،  $A$  بیانگر مساحت کل محدوده‌ای که عوارض در آن قرار دارند (مساحت استان مازندران) و  $K(i, j)$  وزن است.

### تحلیل لکه‌های داغ<sup>۴</sup>

تحلیل لکه‌های داغ از آماره گتیس-ارد جی<sup>۵</sup> برای تحلیل داده‌ها استفاده می‌کند (۳۱). نمره  $Z$  محاسبه شده نشان می‌دهد

<sup>۱</sup>Anselin local Moran's I

<sup>۲</sup>Ripley's K Function

<sup>۳</sup>HotSpot

<sup>۴</sup>Getis-Ord GI

<sup>۵</sup>Z-score

## یافته‌ها

استان مازندران در شمال ایران به لحاظ شرایط خاص جغرافیایی خود؛ شرایط رطوبتی و بارشی بالا، جریان گسترده‌ی آب‌های جاری و جمعیت گردشگر قابل توجه به‌ویژه در فصل گرما، همواره به عنوان یکی از مناطق مستعد شیوع بیماری‌های عفونی مطرح بوده است؛ به طوری که بر اساس اطلاعات جمع‌آوری شده از مراکز بهداشتی، درمانی دانشگاه علوم پزشکی استان، تنها مبتلایان به نشانگان (سندرم) اسهال در فاصله سال‌های ۹۰-۱۳۸۵ به طور متوسط ۲۷۰۰ در هر سال نفر گزارش شده است. تصویر شماره ۱ میزان شیوع سندرم اسهال در سطح شهرستان‌های این استان را نشان می‌دهد.

همان‌گونه که در بخش روش کار اشاره شد؛ در مسیر بررسی توزیع جغرافیایی بیماری در گستره‌ی جغرافیایی استان از روش‌های متعدد آمار فضایی استفاده شد که در ادامه به خروجی‌های هریک از این روش‌ها اشاره می‌شود.

نتایج تحلیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، به‌صورت عددی در جدول شماره ۱ ارایه شده است. در این جدول می‌توان وجود الگوی خوشه‌ای نشانگان (سندرم) اسهال و سطح معنی‌داری این الگو را در منطقه، مورد بررسی قرارداد. در این جدول مقدار محاسبه شده شاخص موران، نمره Z و سطح معنی‌داری<sup>۳</sup> از مهم‌ترین ابزارهای تحلیل به شمار می‌آیند.

همان‌گونه که مشاهده شد خود همبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. به همین دلیل برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر پراکنش فضایی نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران، از موران محلی نیز استفاده شده است. (شکل شماره ۲). در این شکل مناطق با الگوی خوشه‌ای بالا، مناطق با الگوی خوشه‌ای پایین و حالت‌های مجاورت این الگوها و همچنین مناطق فاقد الگو مشخص شده است، که این تمایز از نظر آماری در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است.

خروجی‌های تابع k ریپلی (تحلیل خوشه‌ای چند فاصله‌ای) نیز در جدول شماره ۲ آمده است که می‌تواند در تأیید عملکرد شاخص‌های قبلی مورد استفاده قرار گیرند. معیار تصمیم‌گیری این جدول، مقایسه k محاسبه شده با k مورد انتظار است که در ستون تفاضل‌ها نمود پیدا می‌کند. در این جدول اعداد ۱۰-۱ نماینده ده شهر مهم استان از شرق به غرب (بهشهر تا رامسر)

که در کدام مناطق داده‌ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه‌بندی شده‌اند. امتیاز Z برای خروجی نهایی زمانی به دست خواهد آمد، که مجموع محلی<sup>۱</sup> عارضه و همسایه آن به‌طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه شود (۲۵،۱۹،۲۶،۳۲،۳۳). آماره گنیس-ارد جی به صورت رابطه‌ی (۶) محاسبه می‌شود:

رابطه‌ی (۶):

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} - x \sum_{i=1}^n w_{i,j}}{\sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}}$$

در رابطه‌ی بالا،  $x_j$  مقدار بیماری  $j$ ،  $w_{i,j}$  وزن فضایی بیماری‌های ثبت شده  $i$  و  $j$  و  $n$  تعداد کل بیمارهای ثبت شده می‌باشد. از آن جایی‌که توزیع بسیاری از پدیده‌های جغرافیایی در فضا به‌گونه‌ای هستند که ممکن است جهت‌دار<sup>۲</sup> باشند؛ در این موارد می‌توان با محاسبه‌ی واریانس محورهای X و Y به‌طور جداگانه و مستقل روند و جهت توزیع پدیده‌ها را نشان داد. به عبارت دیگر، توزیع جهت‌دار نشان می‌دهد که آیا توزیع عوارض جغرافیایی در گستره‌ی مورد نظر جهت‌دار صورت گرفته‌اند یا خیر.

## تابع تراکم کرنل

یکی از توابع مهم تحلیل فضایی در محیط Arc Map، تابع تراکم کرنل می‌باشد. این تابع می‌تواند تراکم یک عارضه جغرافیایی را در یک منطقه به تصویر فضایی بکشد و سطح همواری از تغییرات در تراکم نقاط بیماری روی محدوده‌ی منطقه‌ی مورد مطالعه ایجاد کند. تابع کرنل یک روش ناپارامتری برای برآورد تابع چگالی احتمال یک متغیر تصادفی است (۳۲). این تابع با توجه به نقاط معلوم و دارای ارزش، و همچنین تعریف شعاع جستجو، به برآورد تراکم در شعاع جستجو می‌پردازد. برآوردگر تابع کرنل به شکل زیر است:

رابطه‌ی (۷):

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n k_n(x - x_i) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - x_i}{h}\right),$$

در رابطه‌ی بالا  $x$  تا  $x_i$  معرف نمونه‌ی مستقل  $\hat{f}$  خود تابع تراکم کرنل است (۳۳).

<sup>۱</sup>Local Sum

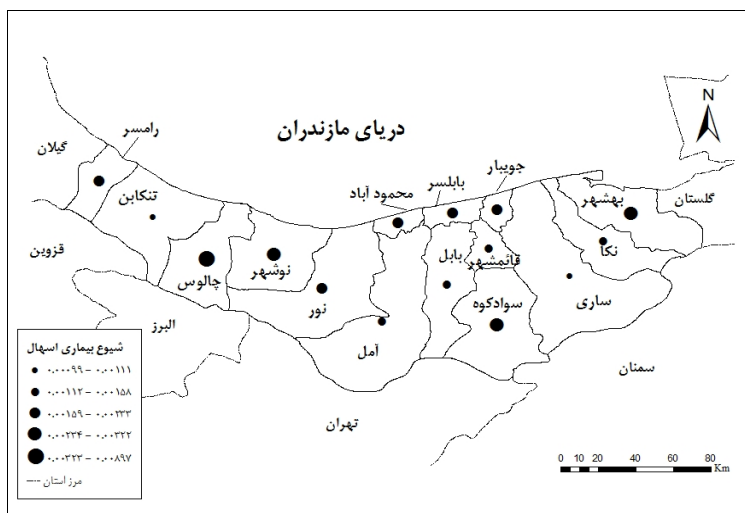
<sup>۲</sup>Directional Distribution

<sup>۳</sup>P-value

هستند.

نهایت یافته‌های حاصل از تابع تراکم کرنل نیز در تصویر شماره ۵ نشان داده شده است. بیشینه‌های عددی تابع تراکم کرنل با رنگ قرمز قابل تشخیص است، که از نظر عددی حداکثر آن ۴/۴۲ می‌باشد. این نقشه به خوبی می‌تواند توزیع رخداد نشانگان (سندرم) اسهال را در منطقه‌ی مورد مطالعه نشان دهد و با نتایج حاصل از توزیع جهت‌دار مقایسه شود.

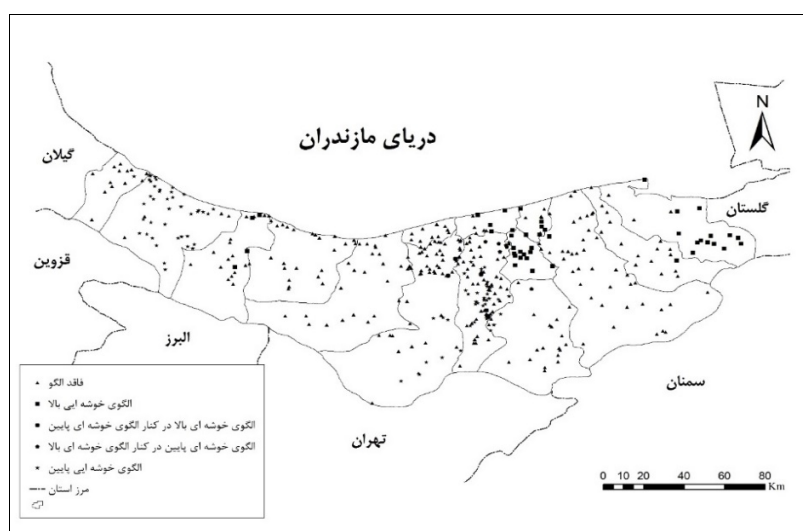
در ادامه به منظور حصول اطمینان از موقعیت مناطق دارای خوشه‌های با ارزش بالا و پایین از شاخص تحلیل لکه‌های داغ با کمک آماره‌ی گیتس- اورد جی استفاده شد، که نتایج آن در جدول و تصویر شماره ۳ ارائه شده است. برای بررسی جهت‌دار بودن توزیع رخدادهای بیماری نیز شکل ۴، ارائه شده است. و در



تصویر شماره ۱- پراکنش شیوع اسهال بر حسب جمعیت شهرستان (۹۰-۱۳۸۵)

جدول شماره ۱- خروجی آماره موران

شاخص موران	شاخص مورد انتظار موران	واریانس	z-score	P-value	مفهوم‌سازی رابطه فضایی	روش اندازه‌گیری
۰/۸۷۹۷۵۰	-۰/۰۰۲۴۲۱	۰/۰۰۰۱۲۹	۲۳/۱۱۶۲۵۰	<۰/۰۰۱	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی



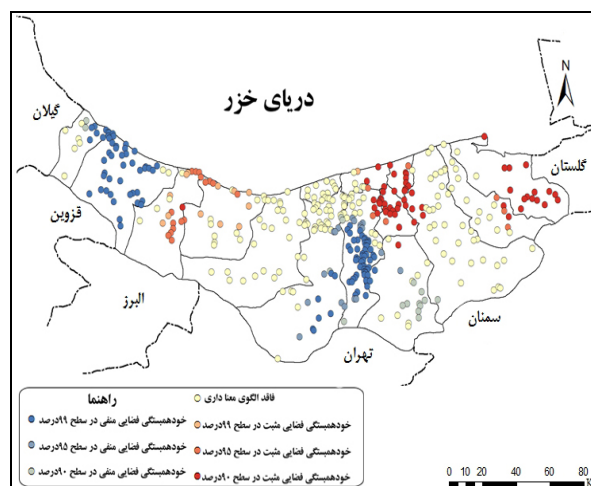
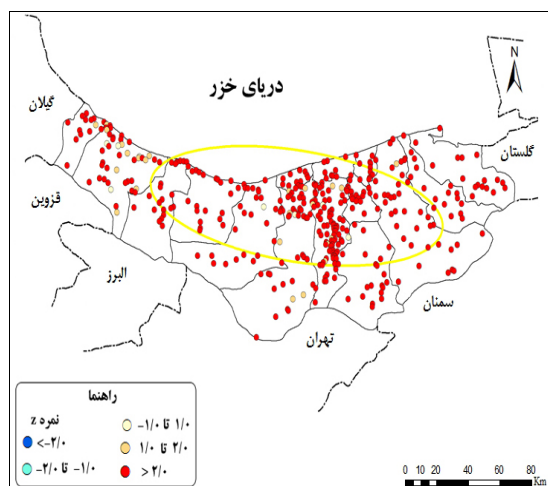
تصویر ۲- یافته‌های حاصل از پراکنش الگوی موران محلی برای اسهال در استان مازندران (۹۰-۱۳۸۵)

جدول شماره ۲ - مقادیر محاسبه شده برای تابع K

LD	K مورد انتظار	K محاسبه شده	تفاضل مقدار مشاهده شده و مورد انتظار
۱	۰/۰۸۹	۰/۱۵۹	۰/۰۶۹
۲	۰/۱۷۹	۰/۲۸۴	۰/۱۰۵
۳	۰/۲۶۹	۰/۳۹۱	۰/۱۲۲
۴	۰/۳۵۸	۰/۴۸۶	۰/۱۲۷
۵	۰/۴۸۸	۰/۵۶۹	۰/۱۲۰
۶	۰/۵۳۸	۰/۶۴۰	۰/۱۰۲
۷	۰/۶۲۸	۰/۶۹۶	۰/۰۶۸
۸	۰/۷۱۷	۰/۷۴۲	۰/۰۲۴
۹	۰/۸۰۷	۰/۷۸۳	-۰/۰۲۳
۱۰	۰/۸۹۷	۰/۸۱۸	-۰/۰۷۸

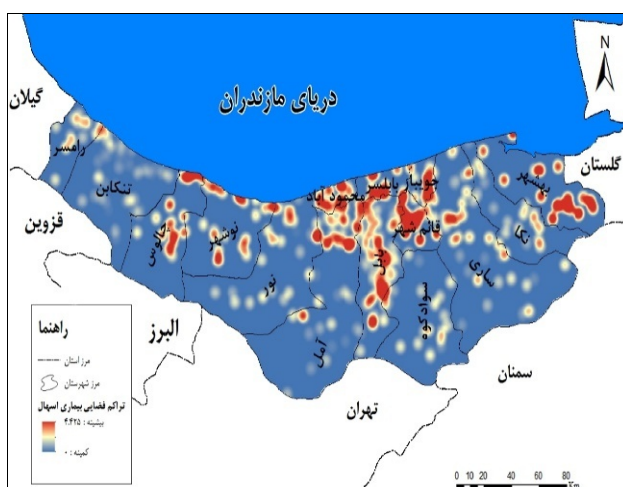
جدول شماره ۳ - درصد مناطق تحت پوشش آماره گیتس-اورد جی (الگوی HotSpot)

درصد	نوع الگوهای فضایی نشانگان (سندرم) اسهال	سطوح زیر منحنی نرمال
۲۶/۵۷	الگوی پراکنش پایین بیماری (خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد)	۲/۵۸ - و بیشتر
۴/۳۴	الگوی پراکنش پایین بیماری (خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۵ درصد)	۱/۹۶ تا ۲/۵۸
۳/۸۶	الگوی پراکنش پایین بیماری (خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۰ درصد)	۱/۶۵ تا ۱/۹۶
۴۲/۷۵	فقد الگوی معنی داری	۱/۶۵ تا ۱/۶۵
۳/۱۴	الگوی پراکنش بالای بیماری (خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۰ درصد)	۱/۹۶ تا ۱/۶۵
۵/۱۵	الگوی پراکنش بالای بیماری (خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۵ درصد)	۲/۵۸ تا ۱/۹۶
۱۳/۷۶	الگوی پراکنش بالای بیماری (خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۹ درصد)	۲/۵۸ و بیشتر



تصویر شماره ۳ - یافته‌های حاصل از پراکنش آماری گیتس-اورد جی (الگوی HotSpot) تصویر شماره ۴ - یافته‌های حاصل از پراکنش الگوی توزیع

جهت دار اسهال



تصویر شماره ۵- برآورد تابع تراکم کرنل

## بحث

در این پژوهش از روش‌های متعدد برای بررسی توزیع فضایی نشانگان (سندرم) اسهال در سطح استان مازندران استفاده شد، که شرح این روش‌ها و یافته‌های حاصل از هر یک در قالب جدول‌ها و نقشه‌های متعدد در بخش‌های قبلی مطرح شد. در این بخش این نتایج مورد بحث بیشتر قرار می‌گیرند.

یافته‌های حاصل از تحلیل خود همبستگی فضایی موران جهانی (جدول شماره ۱) نشان می‌دهد که مقدار شاخص موران جهانی برای نشانگان (سندرم) اسهال بالا و  $0/87$  می‌باشد. این نکته نشان می‌دهد که بر اساس شاخص موران جهانی، نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران، دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح  $95$  درصد می‌باشد. آماره  $Z$  برای نشانگان (سندرم) اسهال، بالا و  $23$  می‌باشد. بنابراین در مجموع بر اساس این شاخص می‌توان استنباط نمود که بروز اسهال در استان مازندران دارای الگوی خوشه‌ای بالا هست، و با توجه به بالا بودن مقدار  $Z$  و پایین بودن مقدار ارزشی  $P$ -Value می‌توان فرضیه عدم وجود خود همبستگی فضایی بین داده‌ها را رد نمود. اگر قرار بود نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران به طور نرمال در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار  $-0/000139$  را اختیار می‌نمود. از آنجا که خودهمبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند؛ بنابراین دلیل نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر پراکنش فضایی نشانگان (سندرم) اسهال در استان

مازندران، از شاخص موران محلی نیز استفاده شد که یافته‌های آن در تصویر شماره ۲، قابل مشاهده است. بر این اساس، حدود  $10/62$  درصد از نقاط برداشت شده که بیش‌تر در کرانه‌های شمالی و شرقی استان متمرکز شده‌اند، دارای الگوی خوشه‌ای بالا (خود همبستگی فضایی مثبت) بوده است. الگوهای خوشه‌ای پایین (خود همبستگی فضایی منفی) تقریباً در  $17/87$  درصد از نقاط استان به صورت نقاطی تجمع یافته در شهرستان‌های بابل، آمل و تنکابن وجود دارد. الگوی خوشه‌ای بالا در کنار الگوی خوشه‌ای پایین  $1/44$  درصد از نقاط برداشت را شامل شده است که در شهرستان‌های آمل و بابل تمرکز یافته است. الگوی خوشه‌ای پایین در کنار الگوی خوشه‌ای بالا نیز  $1/94$  درصد از نقاط برداشت شده را شامل شده است که بیش‌تر نقاط در شمال شهرستان بابل و شهرستان سوادکوه واقع شده است. حدود  $68$  درصد از نقاط برداشت شده هیچ‌گونه الگوی خودهمبستگی فضایی نداشتند. خروجی‌های تابع  $k$  ریپلی (تحلیل خوشه‌ای چند فاصله‌ای) نتایج تابع موران جهانی و محلی را تأیید کرد و نشان داد که نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران دارای الگوی خوشه‌ای می‌باشد. جدول شماره ۲ نتایج اعمال این تابع را نمایش می‌دهد. بر اساس یافته‌های به‌دست‌آمده، مقدار  $k$  مشاهده شده به غیر از غرب استان مازندران، در دیگر مناطق بزرگ‌تر از  $k$  مورد انتظار برای فواصل معین است.

یافته‌های حاصل از نقشه‌های لکه‌های داغ نیز نشان داد که بیماری در بخش مرکزی استان دارای بیش‌ترین خودهمبستگی فضایی

می‌آورد. بالا بودن سطح تراز آب‌های زیرزمینی در کل منطقه مطمئناً این روند را تشدید می‌کند.

مقایسه‌ی یافته‌های این پژوهش با مطالعه‌ی کاریل و همکاران (۱۳)، نیز نشان می‌دهد که در آن بررسی فقط رابطه‌ی این بیماری با آب آشامیدنی لحاظ شده و از ضعف‌های مهم آن عدم توجه به نوع الگوی پراکنش بیماری بوده است، که پژوهش حاضر از این نظر دارای پایه آماری قوی‌تری است.

این مطالعه، کانون توجه خود را بر این فرض قرار داده است، که نشانگان (سندرم) اسهال در استان مازندران از الگوی خوشه‌ای تبعیت می‌نماید و الگوی توزیع بیماری نیز خود تابعی از شرایط داخلی و خارجی است. استفاده از مدل‌ها و شاخص‌های متعدد در این زمینه پراکنش مکانی بیماری اسهال در محدوده مورد مطالعه را به تصویر کشید و نشان داد شیوع نشانگان (سندرم) اسهال از الگوی خوشه‌ای پیروی می‌کند و استفاده از روش‌های تحلیل مکانی در مناطق خاص جغرافیایی جهت پیاده‌سازی برنامه‌های کاهش خطر بهداشتی مناسب، و جزء جدایی‌ناپذیر در مطالعات اپیدمیولوژیکی، تجزیه و تحلیل و ارزیابی خطر شیوع نشانگان (سندرم) اسهال محسوب می‌شوند.

در این پژوهش روش‌های متعددی برای تحلیل مکانی رخداد نشانگان (سندرم) اسهال استفاده شده است، اما لزوم مقایسه‌ی دامنه‌ی گسترده‌تری از روش‌ها، هم از نگاه تئوری و هم از دیدگاه یافته‌ها در یک مطالعه شبیه‌سازی جامع ضروری به نظر می‌رسد. از محدودیت‌های عمده این پژوهش عدم دسترسی ساده به آمار و اطلاعات پزشکی بیماران و عدم همکاری مراکز درمانی و پزشکی برای انجام تجزیه و تحلیل‌های دقیق می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود انجام چنین پژوهش‌هایی در راستای شناسایی مناطق پرخطر با همکاری متخصصان علوم پزشکی و جغرافیا برای آرایه راهکارهای مناسب بهداشتی می‌تواند مفید واقع شود. هم‌چنین در چنین مطالعاتی استفاده از روش بیز تجربی برای پراکنش و شیوع بیماری‌های عفونی مناسب می‌باشد. پیشنهاد می‌شود ساختار مکانی بیماری با رگرسیون فضایی بررسی شود تا میزان تأثیر هر آماره در شیوع بیماری مشخص شود.

مثبت بوده است، که نشان‌دهنده‌ی پراکنش بالای بیماری و قرارگیری این منطقه در گروه مناطق حساس شیوع بیماری می‌باشد. در همین راستا نتایج حاصل از خروجی آماره‌ی توزیع جهت‌دار نشان داد که بیضوی انحراف استاندارد دارای چرخش شده ۹۵/۵۰ درجه بوده که همان‌طور در تصویر شماره ۴ نیز نشان داده شده است شیوع بیماری از بخش مرکزی استان به سمت شمال غرب کشیدگی دارد. بیشینه‌ی عددی تابع تراکم کرنل نیز با مقدار ۴/۴۲ در مناطق مرکزی استان و در شهرستان‌های بابلسر، قائمشهر، بابل و محمودآباد واقع شده‌اند. که نشان دهنده‌ی پیچیدگی تحلیل مکانی نشانگان (سندرم) اسهال در بخش مرکزی استان مازندران می‌باشد.

جمع‌بندی یافته‌های حاصل از کاربرد مجموعه شاخص‌های مورد استفاده در این پژوهش نشان داد که حساس‌ترین نقاط استان از لحاظ پراکنش و شیوع بیماری شهرستان‌های بابلسر، قائمشهر، بابل و محمودآباد می‌باشد، که نیاز به توجه بیش‌تری نسبت به سایر نقاط استان دارد. اگر چه هدف اصلی این پژوهش مشخص کردن توزیع فضایی نشانگان (سندرم) اسهال در گستره‌ی استان مازندران بوده است، اما دقت نظر در نقشه‌ها و الگوهای یافته شده و مقایسه‌ی آن با یافته‌های برخی از پژوهش‌های انجام گرفته در زمینه‌ی آلودگی منابع آب این استان (۳۴) می‌تواند نقش حضور درصد بیش‌تری از آلودگی را در منابع آب مناطق مرکزی به خوبی تأیید نماید. علاوه بر آن، کشاورزان در این مناطق با توجه به در اختیار داشتن سطح بیش‌تری از مزارع برای کشت برنج (به دلیل گستردگی بیش‌تر جلگه‌ی مازندران در نواحی مرکزی) به سامانه‌ی کشت دوم در کشاورزی برنج روی آورده‌اند، و از آن‌جا که این نوبت کشت در دوره‌ی گرم تابستان و اوج فعالیت آفات گیاهی انجام می‌گیرد؛ لذا استفاده از سموم قوی‌تر و نوبت‌های سم‌پاشی بیش‌تری را طلب می‌کند که این امر موجبات آلودگی بیشتر منابع آب سطحی و زیرزمینی را فراهم می‌آورد. بالا بودن سطح تراز آب‌های زیرزمینی در محدوده مورد مطالعه، مطمئناً این روند را تشدید می‌کند، و نوبت‌های سم‌پاشی بیش‌تری را طلب می‌کند که این امر موجبات آلودگی بیش‌تر منابع آب سطحی و زیرزمینی را فراهم

## منابع

1. Fitzpatrick LK, Hardacker JA, Heirendt W, Agerton T, Streicher A, Melnyk H, et al. A preventable outbreak of tuberculosis investigated through an intricate social network. *Clinical infectious diseases*. 2001; 33: 1801-6.
2. Dewan P, Arguin P, Kiryanova H, Kondroshova N, Khorosheva T, Laserson K, et al. Risk factors for death during tuberculosis treatment in Orel, Russia. *The International Journal of Tuberculosis and Lung Disease*. 2004; 8: 598-602.
3. HoushVar. *Principles of Geographical Pathology Iran*. Mashhad: Jihad Daneshgahi 2002.
4. Brooker S. *Spatial epidemiology of human schistosomiasis in*

- Africa: risk models, transmission dynamics and control. *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene*. 2007; 101: 1-8.
5. Lawson AB. *Statistical methods in spatial epidemiology*: John Wiley & Sons; 2013.
  6. Carroll LN, Au AP, Detwiler LT, Fu T-c, Painter IS, Abernethy NF. Visualization and analytics tools for infectious disease epidemiology: A systematic review. *Journal of biomedical informatics*. Vol 51: 287-98, 2014.
  7. Ward MP, Perez AM. Herd demographics correlated with the spatial distribution of a foot-and-mouth disease epidemic in Buenos Aires province, Argentina. *Preventive Veterinary Medicine*. 2004; 65: 227-37.
  8. Rezaeian M, Dunn G, St Leger S, Appleby L. Geographical epidemiology, spatial analysis and geographical information systems: a multidisciplinary glossary. *Journal of Epidemiology and Community health*. 2007; 61: 98-102.
  9. Jerrett M, Burnett R, Goldberg M, Sears M, Krewski D, Catalan R, et al. Spatial analysis for environmental health research: concepts, methods, and examples. *Journal of Toxicology and Environmental Health Part A*. 2003; 66: 1783-810.
  10. Aramayo CF, Gil JF, Cruz MC, Poma HR, Last MS, Rajal VB. Diarrhea and parasitosis in Salta, Argentina. *The Journal of Infection in Developing Countries*. 2009; 3: 105-11.
  11. Prüss-Ustün A, Corvalán C. Preventing disease through healthy environments: World Health Organization Geneva; Vol 1, 2006, 150.
  12. WHO. *World Health Organization. Atlas of health and climate*: World Health Organization; 2012.
  13. Carrel M, Escamilla V, Messina J, Giebultowicz S, Winston J, Yunus M, et al. Diarrheal disease risk in rural Bangladesh decreases as tubewell density increases: a zero-inflated and geographically weighted analysis. *Int J Health Geogr*. 2011; 10:41, 1-9.
  14. Leyk S, Phillips TP, Smith JM, Nuckols JR. Spatio-temporal trends of diarrheal mortality of children in association with hydrographic regions of Brazil. *Cartography and Geographic Information Science*. 2011; 38: 222-31.
  15. Kanungo S, Sur D, Ali M, You YA, Pal D, Manna B, et al. Clinical, epidemiological, and spatial characteristics of *Vibrio parahaemolyticus* diarrhea and cholera in the urban slums of Kolkata, India. *BMC public health*. 2012; 12: 830, 1-9.
  16. Santos CB, Araújo KC, Jardim-Botelho A, Santos MB, Rodrigues A, Dolabella SS, et al. Diarrhea incidence and intestinal infections among rotavirus vaccinated infants from a poor area in Brazil: a spatial analysis. *BMC public health*. 2014; 14: 399, 1-8.
  17. Roradeh H, Baaghideh M, DadashiRoudbari A. Effect of topography on the climate tourism potential (case study: Mazandaran Province). *Journal of Planning and Development of Tourism*. 2015; 3: 200-17.
  18. Eisfeld J. *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems*. TSQ: Transgender Studies Quarterly. 2014; 1: 107-10.
  19. Getis A, Ord JK. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical analysis*. 1992; 24: 189-206.
  20. Levine N. Spatial statistics and GIS: Software tools to quantify spatial patterns. *Journal of the American Planning Association*. 1996; 62: 381-91.
  21. Waller LA, Gotway CA. *Applied spatial statistics for public health data*: John Wiley & Sons; Vol 368;2: 520, 2004.
  22. Mitchell A. *The ESRI Guide to GIS Analysis: Spatial Measurements and Statistics*. Vol 2. Redlands. CA: ESRI Press; 1Ed, 2005, 238.
  23. Wheeler DC. A comparison of spatial clustering and cluster detection techniques for childhood leukemia incidence in Ohio, 1996–2003. *International Journal of Health Geographics*. 2007; 6: 1-16.
  24. Illian J, Penttinen A, Stoyan H, Stoyan D. *Statistical analysis and modelling of spatial point patterns*: John Wiley & Sons; 1Ed, 2008, 536.
  25. Anselin L. Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical analysis*. 1995; 27: 93-115.
  26. Ord JK, Getis A. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. *Geographical analysis*. 1995; 27: 286-306.
  27. getis A. Spatial statistics. In *Geographical information systems*. New York: John Wiley & Sons; Vol 26: 1, 1998, 19-33.
  28. Getis A, Aldstadt J. Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Perspectives on spatial data analysis*: Springer; 2010. 147-63.
  29. Anselin L, Syabri L, Kho Y. eoDa: an introduction to spatial data analysis. In Fischer MM, Getis A (eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Berlin, Heidelberg and New York: Springer; 2009; 73-89.
  30. Wheeler D, Páez A. Geographically weighted regression. 1er MM, Getis A (eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York; 2009.
  31. Rogerson PA. *Statistics Methods for Geographers: students Guide*. Los Angeles, California: SAGE Publications, 3 Ed; 200, 348p.
  32. Jacquez G, Greiling D. Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island. *International Journal of Health Geographics*. 2003; 2:3, 1-12.
  33. Zhang Q, Liu C, Xu C-y, Xu Y, Jiang T. Observed trends of annual maximum water level and streamflow during past 130 years in the Yangtze River basin, China. *Journal of Hydrology*. 2006; 324: 255-65.
  34. Kristan M, Leonardis A, Skočaj D. Multivariate online kernel density estimation with Gaussian kernels. *Pattern Recognition*. 2011; 44: 2630-42.
  35. Duong T. ks: Kernel density estimation for bivariate data. Vol 1, 2015, 1-4.
  36. Yousefi Z, Enayati A, Mohammadpoor R. Parasitic contamination of wells drinking water in Mazandaran Province. *Iranian Journal of Environmental Health Science & Engineering*. 2009; 6: 241-6.
  37. Kirchgessner MS, Dubovi EJ, Whipps CM. Spatial point pattern analyses of Bovine Viral Diarrhea Virus infection in domestic livestock herds and concomitant seroprevalence in wild white-tailed deer (*Odocoileus virginianus*) in New York State, USA. *Journal of Veterinary Diagnostic Investigation*. 2013; 25: 226-33.

# Modeling and Spatial Epidemiology of Diarrhea in Mazandaran Province

Baaghideh M<sup>1</sup>, Hamidian A<sup>2</sup>, Dadashi Roudbari AA<sup>3</sup>, Mayvaneh F<sup>4</sup>

1- Assistant Professor of Climatology, Department of Physical Geography, Faculty of Geography and Environmental Sciences, Hakim Sabzevari University, Sabzevar, Iran

2- Assistant Professor, Department of Geography and Rural Planning, Hakim Sabzevari University, Sabzevar, Iran

3- PhD Student in Urban Climatology, Department of Earth Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

4- PhD Student in Urban Climatology, Department of Physical Geography, Faculty of Geography and Environmental Sciences, Hakim Sabzevari University, Sabzevar, Iran

**Corresponding author:** Mayvaneh F, fmayvaneh@yahoo.com

**Background and Objectives:** Spatial epidemiology is the description and analysis of geographic variations of diseases with respect to demographic, environmental, behavioral, socioeconomic, genetic, and infectious risk factors. Disease mapping includes a set of statistical techniques that lead to providing clean maps based on estimation of the incidence, prevalence and mortality rates for the users to enable them to reliably estimate the distribution of the diseases. In this study, the spatial epidemiology of diarrhea was evaluated in Mazandaran.

**Methods:** In the present study, statistical methods like the Moran's I spatial autocorrelation, Anselin local Moran's I, K function and Ripley index were used to evaluate 4924 cases between 1385-1390, based on certain factors detected in diarrheal diseases.

**Results:** The results of the global Moran index showed that this disease provided adherence to a cluster pattern in the province. The results of the K function also showed that apart from the western regions of the province, the diarrheal disease followed the above-mentioned cluster pattern. The results of Anselin local Moran and sensitive indicators revealed that the central region of the province, including the cities of Sari, Qaymshahr, and Babol had the highest prevalence of the disease.

**Conclusion:** The results showed that the prevalence of syndrome diarrhea follows the pattern cluster and the use of spatial analysis methods in a specific geographic area is appropriate for programs to reduce health risks. And in epidemiological studies, analysis and risk assessment diarrhea syndrome are very important.

**Keywords:** Diarrhea, Spatial analysis, Global Moran's index, Ripley's K function, Mazandaran