

تحلیل و بررسی تغییرات الگوهای فضایی جزایر دمایی استان اصفهان

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۹۵/۱۰/۰۶

تاریخ دریافت مقاله: ۹۵/۰۳/۱۰

مهدی اسدی* (دکتری آب و هواشناسی کشاورزی، دانشگاه حکیم سبزواری)
محمد باعقیده (دانشیار اقلیم شناسی، دانشگاه حکیم سبزواری)

چکیده

این پژوهش با هدف شناسایی تغییرات مکانی و زمانی خودهمبستگی فضایی جزایر دمایی استان اصفهان انجام شده است. بدین منظور، ابتدا اقدام به تشکیل پایگاه داده‌های شبکه‌ای دمای بیشینه و کمینه استان اصفهان شده است. سپس از داده‌های پایگاه مزبور یک دوره آماری ۳۵ ساله، در بازه زمانی روزانه از ۱۹۸۰/۰۱/۱ تا ۲۰۱۴/۱۲/۳۱ میلادی را مبنای مطالعه حاضر قرار داده و یاخته‌ای به ابعاد ۱۸×۱۸ کیلومتر بر منطقه مورد مطالعه گسترانیده شده است. به منظور دست‌یابی به تغییرات درون سالی جزایر دمایی استان اصفهان از روش‌های نوین آمار فضایی از قبیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران و لکه‌های داغ در محیط GIS بهره برده شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که تغییرات زمانی و مکانی جزایر دمایی استان اصفهان دارای الگوی خوشه‌ای بالا می‌باشد. در این بین بر اساس شاخص موران محلی و لکه داغ، جزایر دمایی در شرق و شمال شرق استان دارای الگوی خودهمبستگی فضایی مثبت (جزایر دمایی گرم) و بخش‌های غرب و جنوب‌غرب دارای خودهمبستگی فضایی منفی (جزایر دمایی سرد) بوده است. در طی دوره مطالعه حدود ۴۱/۴۵ درصد از کل مساحت استان هیچ‌گونه الگوی معناداری یا خودهمبستگی فضایی نداشته است. همچنین مشخص گردید که جزایر دمایی تحت تأثیر دو سیستم ایجاد و کنترل می‌شوند؛ که عبارت‌اند از: عوامل محلی کنترل‌کننده مکان (آرایش جغرافیایی جزایر دمایی)، و عوامل بیرونی کنترل‌کننده زمان (رژیم جزایر دمایی).

واژه‌های کلیدی: جزایر دمایی، خودهمبستگی فضایی، شاخص موران، شاخص لکه داغ، استان اصفهان.

مقدمه

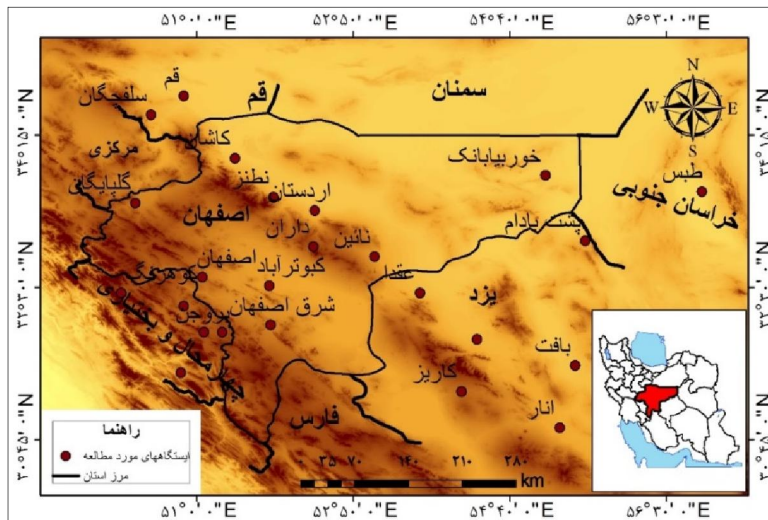
دما یکی از عناصر مهم آب و هوایی، حاصل آن بخش از انرژی تابشی خورشید است که توسط عوارض سطح زمین جذب و به انرژی حرارتی تبدیل می‌شود (علیجانی و کاویانی، ۱۳۷۱: ۱۰۷). امروزه امنیت انرژی و افزایش گرمای جهانی به یکی از مهم‌ترین موضوعات قرن بیست و یکم تبدیل شده است (Nel & Cooper, 2009: 167). در نیم قرن اخیر اکثریت مطالعات آماری با رویکرد مطالعات آمار سنتی از قبیل آزمون کندال، اسپرمن، رگرسیون خطی و چندگانه انجام شده است (Braganza et al, 2004: 1; Kousari et al, 2010: 322). اما در این بین آگاهی از توزیع زمانی و مکانی دما برای تعیین بیلان انرژی زمین، مطالعات هواشناسی و تبخیر و تعرق ضروری است. در مطالعات محیطی غالباً با مشاهداتی سروکار داریم که مستقل از یکدیگر نیستند و نوعاً وابستگی آن‌ها ناشی از موقعیت و مکان قرار گرفتن مشاهدات در فضای مورد مطالعه می‌باشد. از این رو در مطالعه این‌گونه از مشاهدات نباید از شیوه سنتی آمار بهره برد چرا که این داده‌ها نوعاً دارای ساختاری پیوسته در مکان و زمان می‌باشند، لذا در مطالعات علوم محیطی چنین داده‌هایی را داده‌های فضایی می‌نامند (Moller, 2008: 17). بر مبنای چنین نیازی و به دلیل وجود همبستگی فضایی بین این داده‌ها، روش‌های معمول آماری نمی‌توانند روشی بهنجار برای واکاوی چنین داده‌هایی تلقی گردند (Ripley, 2005: 43). از این رو لازم است به نحوی ساختار همبستگی داده‌ها در تحلیل آن‌ها لحاظ گردد (Kendall, 1998: 218). بدین منظور آمار فضایی به‌عنوان گزینه‌ای مناسب، برای تحلیل این داده‌ها می‌تواند مورد بررسی قرار گیرد. جزایر دمایی که از درجه حرارت ناشی می‌شوند، بر سلامتی انسان و محیط اثر گذار بوده و باعث کاهش جریان هوا، بالا بردن سطح آلودگی هوا و افزایش خطر امراض و مرگ‌ومیرهای مرتبط با گرما می‌شود. از آنجایی که با افزایش نور و حرارت ازن سطح زمین تشکیل می‌شود، از این رو آلودگی ازن ممکن است به حدی برسد که سلامت افراد به‌ویژه بچه‌ها، سالخوردگان، بیماران آسمی و دیگر افراد آسیب‌پذیر را تهدید کند (محمدی، ۱۳۹۰: ۸۴). لذا بررسی خود همبستگی فضایی جزایر دمایی می‌تواند راهکار بهنجار برای ارائه الگویی بهینه جهت مطالعات جزایر دمایی در مقیاسی فراتر از سطح شهر باشد. تحقیق حاضر مبنای شناسایی تغییرات زمانی مکانی جزایر دمایی استان اصفهان در دوره ۳۵ ساله می‌باشد، نتایج این تحقیق می‌تواند الگوی خوبی برای مقایسه نتایج روش تحلیلی آمار پیشرفته و مدرن فضایی با آمار سنتی باشد. با مبنا قرار دادن اهداف و نیازهایی این چنین روی آوردن به مطالعات کمی و متکی بر اصول سیستم اطلاعات جغرافیایی، دریچه‌های نو را فراروی اقلیم‌شناسان باز کرده و

آنان را در شناسایی و تفسیر الگوهای زمانی و مکانی عناصر و عوامل اقلیمی توانا ساخته است (مسعودیان، ۱۳۸۴: ۳۲). مطالعات نوین اقلیم‌شناسی در جستجوی آن دسته از روش‌های نوین آماری بوده که با حداقل خطا واقعیت‌های موجود را در پهنه‌های اقلیمی آشکار کند. مبانی نظری این روش‌ها و چگونگی به‌کارگیری آن‌ها در مطالعات مرتبط با علوم محیطی (Smith et al, 2006; Illian, 2008; Zhang et al, 2008; Wheeler, 2009; Anselin et al, 2009) توضیح داده شده است. در دسته‌ای دیگر از پژوهش‌ها رویکردهای آمار سنتی را که پیش‌تر در مطالعات اقلیم‌شناسی و علوم محیطی در نیم‌قرن اخیر مرسوم بوده است، کانون توجه خود قرار داده‌اند که می‌توان به مطالعات (Zhou et al, 2009; Jolliffe & Philipp, 2010; Shahid et al, 2012) اشاره کرد. در ایران نیز تاکنون بیشتر مطالعات مرتبط با دما از همان رویکرد آماری سابق پیروی کرده است که از جمله می‌توان به پژوهش‌های مسعودیان (۱۳۸۴) که با تأکید بر روند افزایشی دما، به این نتیجه رسید که به‌طور میانگین ۰/۵ درجه سلسیوس بر دماهای روزانه طی دهه‌های اخیر افزوده شده است، و عزیزی و روشنی (۱۳۸۷) که روند دمایی سواحل جنوبی دریای خزر را با آزمون من-کندال بررسی کرده‌اند، اشاره کرد. اما در خارج از مرزهای ایران زمین اوهایون (۲۰۱۱) با استفاده از فراسنج‌های اقلیمی متوسط درجه حرارت ماهانه، متوسط حداقل و حداکثر دما در یک دوره ۳۷ ساله در سرزمین‌های فلسطین اشغالی به مقایسه نتایج روش‌های آمار فضایی و سنتی پرداخت. دل‌ریو و همکاران (۲۰۱۱) نیز روش Ordinary least squares را که یک روش بهینه برای مدل‌سازی روابط فضایی در آماری فضایی می‌باشد برای تجزیه و تحلیل روند تغییرات دما ۴۷۳ ایستگاه آب و هواشناسی اسپانیا در یک دوره آماری ۱۹۶۱-۲۰۰۶ استفاده کردند. دی لوکنا و همکاران (۲۰۱۳) میدان‌های حرارتی منطقه شهری ریودوژانیرو را در کشور برزیل با استفاده از تحلیل لکه‌های داغ بررسی کردند. بجت و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل فضایی روند دما در صربستان (۱۹۶۱-۲۰۱۰) پرداختند. مطالعات از این دست بسیارند که می‌توان مطالعات (Homar et al, 2010; Ageena et al, 2013; Nemeč et al, 2013; Kim & Singh, 2014) را به‌عنوان الگوهایی شاخص از بین صدها طرح و الگوی دیگر برگزید. لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش به ارزیابی خودهمبستگی فضایی تغییرات زمانی- مکانی جزایر دمایی استان اصفهان پرداخته خواهد شد.

مواد و روش

منطقه مورد مطالعه

استان اصفهان با ارتفاع متوسط ۱۵۰۰ متر، تقریباً جزو مناطق کوهپایه‌ای ایران محسوب می‌گردد. این استان با مساحتی حدود ۱۰۷/۰۲۷ کیلومترمربع بین ۳۰ درجه و ۴۳ دقیقه تا ۳۴ درجه و ۲۷ دقیقه عرض شمالی خط استوا و ۴۹ درجه و ۳۶ دقیقه تا ۵۵ درجه و ۳۱ دقیقه طول شرقی اقرار دارد. استان اصفهان از شمال به استان مرکزی، قم و سمنان، از جنوب به استان‌های فارس و کهگیلویه و بویراحمد، از غرب به استان‌های لرستان، خوزستان و چهارمحال و بختیاری و از شرق به استان یزد محدود است.

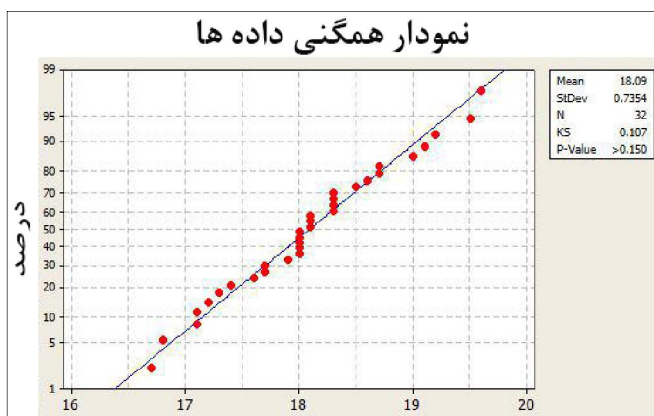


شکل ۱. موقعیت منطقه به همراه ایستگاه‌های مورد مطالعه منبع: نگارندگان، ۱۳۹۵

داده‌های مورد استفاده

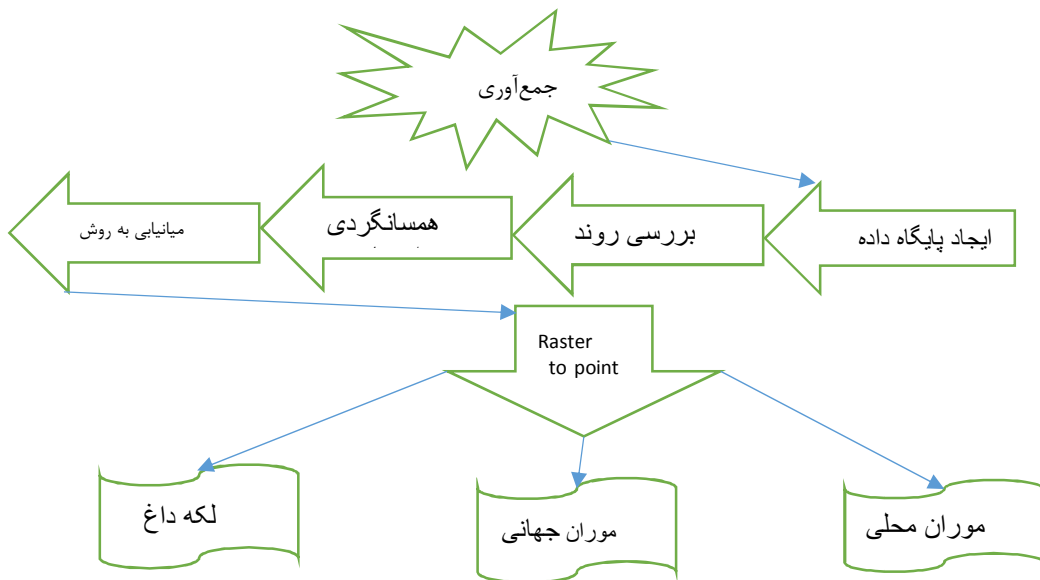
در این پژوهش آمار مشترک و همگن میانگین روزانه کمینه و بیشینه دمای ۲۷ ایستگاه همدید استان اصفهان و استان‌های اطراف آن با دوره آماری ۳۵ ساله در بازه زمانی روزانه از ۱۹۸۰/۰۱/۱ تا ۲۰۱۴/۱۲/۳۱ میلادی مبنای مطالعه حاضر قرار گرفت. برای بررسی همگنی داده‌های دمای ایستگاه‌ها از آزمون کلموگروف - اسمیرنوف در محیط نرم‌افزار Minitab استفاده شده و همگنی داده‌ها مورد تأیید قرار گرفته است (شکل ۲)؛ سپس توری با یاخته‌های مناسب بر روی پهنه مورد مطالعه گسترانیده و مقدار عنصر اقلیمی در گره‌گاه‌ها برآورد شد. این برآوردها که تمامی پهنه را می‌پوشانند، مبنای همه داوری‌ها در این پژوهش

می‌باشد و در نهایت از داده‌های ایستگاه‌ها به‌عنوان شاهد برای ارزیابی درجه‌ی قطعیت نتایج تحلیل‌ها استفاده، و داده‌های ایستگاهی با استفاده از روش میان‌بندی کریجینگ در محیط نرم‌افزار ArcGIS 10.2.2 به داده‌های پهنه‌ای با یاخته‌هایی به ابعاد 18×18 کیلومتر تعمیم داده شد. در تحقیق حاضر جهت تسریع در روند محاسبات، از قابلیت‌های نرم‌افزار GS+ (برای ارزیابی دقت نرم‌افزار ArcGIS در برآورد توابع خودهمبستگی فضایی) و Minitab استفاده شده است. همچنین برای تهیه نقشه جزایر دمایی از نرم‌افزار ArcGIS استفاده گردید، شکل ۳ نشانگر روندنمای مراحل تحقیق می‌باشد.



شکل ۲. همگنی داده‌ها، آزمون کلموگروف - اسمیرنوف

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵



شکل ۳. روندنمای مراحل انجام کار

منبع: نگارندگان، ۱۳۹۵

با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به میزان دما دارای همبستگی مکانی می‌باشد؛ لذا می‌توان با استفاده از روش‌های آمار فضایی مدل دما را به دست آورد و سپس با استفاده از آماره‌های خوشه و ناخوشه و تحلیل لکه‌های داغ پیش‌بینی‌های لازم را انجام داد. لذا در تحقیق پیش‌رو به منظور درک بهتر داده‌ها و تصمیم‌گیری دقیق‌تر در مورد سطح اعتماد آماری، از روش تحلیل الگو موران محلی استفاده شده است. بدین منظور می‌توان از شاخص جهانی موران که به *Global Moran I* معروف است، اشاره نمود. این آماره عددی را به دست می‌دهد (نمره استاندارد یا *z-score*) که با استفاده از آن می‌توان درجه پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را در فضا اندازه‌گیری نمود (Mitchell, 2005: 117; Wheeler, 2007: 4)؛ خودهمبستگی فضایی موران به بررسی خودهمبستگی فضایی بر اساس مکان پراکنش دو مقدار می‌پردازد و خصیصه مورد نظر از عارضه جغرافیایی را در آن مکان تحلیل می‌کند. برای محاسبه آماره یا شاخص موران، ابتدا نمره استاندارد *Z* و *P-Value* محاسبه می‌شود و در مرحله بعد به ارزیابی و معنادار بودن شاخص پرداخته می‌شود. برای محاسبه خودهمبستگی فضایی با استفاده از شاخص موران جهانی از رابطه (۱) استفاده می‌شود:

$$I = \frac{n}{s_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (1)$$

که در آن، z_i تفاضل بین مقدار خصیصه عارضه i با میانگین آن $(x_i - \bar{x})$ می‌باشد. وزن موجود بین عارضه i و j می‌باشد، n تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه مورد استفاده است (زنگی آبادی و سعیدپور، ۱۳۹۷: ۲۷؛ ترکاشوند، ۱۳۹۵: ۱۳۱؛ ضمیری و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۳). تحلیل خوشه و ناخوشه که به شاخص انسلین محلی موران (Anselin Local Moran's I) نیز مشهور است، الگویی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد (Wheeler, 2009: 465; Anselin et al, 2009: 77). برای تحلیل خوشه و ناخوشه برای هر عارضه موجود در لایه، مقدار شاخص موران محلی، نمره Z و P -Value که بیانگر معناداری شاخص محاسبه شده می‌باشد، محاسبه می‌شود. آماره محلی موران I بر اساس رابطه (۲) قابل محاسبه است:

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

در رابطه فوق، x_i خصیصه عارضه i و \bar{x} میانگین خصیصه مربوطه و $w_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه i و j می‌باشد تحلیل لکه‌های داغ از آماره گتیس-ارد جی (Getis - Ord Gi) برای کلیه عوارض موجود در داده‌ها استفاده می‌کند (Rogerson, 2006: 11). نمره Z محاسبه شده نشان می‌دهد که در کدام مناطق داده‌ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه‌بندی شده‌اند. چهارچوب مفهومی این تحلیل این‌گونه عمل می‌کند که اگر عارضه‌ای مقدار بالا داشته باشد جالب و مهم است، ولی این به این معنی نیست که یک لکه داغ باشد. عارضه‌ای لکه داغ تلقی می‌شود که هم خود عارضه و هم عارضه‌های همسایه آن از نظر آماری معنادار باشد. امتیاز Z برای خروجی نهایی زمانی به دست خواهد آمد که مجموع محلی (Local sum) عارضه و همسایه آن به‌طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه گردد (Jacquez & Greiling, 2003: 4; Zhang et al, 2008: 217). آماره گتیس-ارد جی (Getis - Ord Gi) به‌صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} - x \sum_{i=1}^n w_{i,j}}{S \sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}} \quad (3)$$

در رابطه فوق، x_j مقدار خصیصه برای عارضه j ، $w_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه i و j و n تعداد کل عارضه‌ها می‌باشد. برای کسب اطلاعات بیشتر در این زمینه به رایپلی، ۲۰۰۵ مراجعه شود.

نتایج و بحث

بر اساس جدول ۱ مقدار شاخص موران جهانی برای هر ۱۲ ماه سال بالای ۰/۹۸ می‌باشد. این نکته نشان دهنده‌ی آن است که بر اساس شاخص موران جهانی، دما در استان اصفهان در دوره مورد مطالعه، دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد. آماره Z برای هر ۱۲ ماه دوره آماری مورد مطالعه، بالا و بین ۸۷ تا ۸۹ می‌باشد؛ بنابراین در مجموع بر اساس موران جهانی می‌توان استنباط نمود که تغییرات درون سالی دما در استان اصفهان از الگوی خوشه‌ای بالا تبعیت می‌کند؛ بنابراین با توجه به بالا بودن مقدار Z و پایین بودن مقدار P -Value می‌توان فرضیه عدم وجود خودهمبستگی فضایی بین داده‌ها در هر ۱۲ ماه از سال را رد نمود. حال اگر قرار بود دما برای ماه‌های سال در اصفهان به‌طور نرمال در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار $-۰/۰۰۰۲۴۴$ را اختیار می‌نمود.

جدول ۱. خروجی آماره موران به‌صورت ماهیانه

آستانه اندازه گیری	p-value	شاخص Z	واریانس	موران مورد انتظار	شاخص موران	ماه
۰/۰۵ متر	۰	۸۷/۹۲۷۱۷۷	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۳۵۰۶	فروردین
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۰۵۸۹۵۹	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۴۹۸۸	اردیبهشت
۰/۰۵ متر	۰	۸۷/۹۸۰۵۱۹	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۴۱۲۳	خرداد
۰/۰۵ متر	۰	۸۷/۹۶۰۸۶۶	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۳۹۰۵	تیر
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۱۵۳۰۵۸	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۶۰۷۲	مرداد
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۲۰۴۱۵۰	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۶۶۴۳	شهریور
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۳۵۹۲۰۷	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۸۳۷۵	مهر
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۳۱۳۱۲۸	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۷۸۴۲	آبان
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۱۹۷۴۱۸	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۶۵۲۱	آذر
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۲۴۵۳۵۸	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۷۰۷۱	دی
۰/۰۵ متر	۰	۸۸/۲۳۵۶۱۳	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۶۹۶۲	بهمن
۰/۰۵ متر	۰	۸۷/۹۷۳۰۰۷	۰/۰۰۰۱۲۵	-۰/۰۰۰۲۴۴	۰/۹۸۴۰۱۴	اسفند

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵

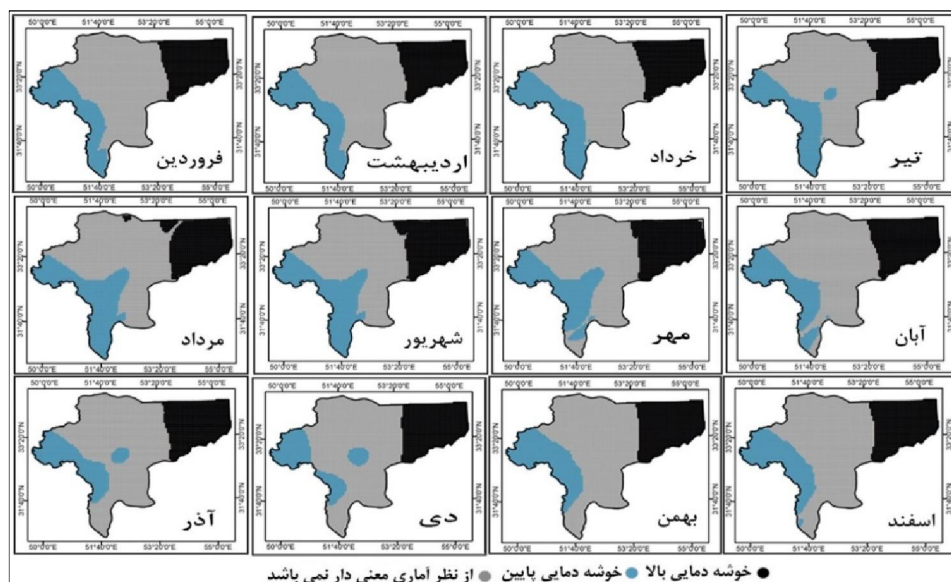
چنانچه در جدول ۱ نیز مشاهده می‌شود، در ۱۲ ماه سال مقدار شاخص موران جهانی بالای ۰/۹۸ بوده است. این نوع از توزیع داده‌ها مبین این امر می‌باشد؛ که الگوی پراکنش فضایی دما در فواصل و مقیاس‌های چندگانه از فاصله‌ای به فاصله دیگر و یا مقیاسی به مقیاس دیگر تغییر می‌کند. در حقیقت این امر منعکس‌کننده وجود تفاوت‌های فضایی ویژه در فواصل و مقیاس‌های مختلف می‌باشد. پس نتیجه‌ای که از افزایش این مقدار ارزشی حاصل خواهد شد، خوشه‌بندی فضایی عوارض همراه با تغییر اندازه در واحد همسایگی می‌باشد. لذا از آنجاکه دما در ماه‌های گرم سال برای کل استان افزایش می‌یابد، تغییر اندازه دمایی محسوسی در کل استان برای واحدهای همسایگی حاصل شده است. ولی در ماه‌های سرد سال دما به‌طور نامتوازن در استان توزیع می‌شود. در ماه‌های مهر و آبان از فصل پاییز نیز مشاهده می‌شود که بالاترین مقدار ارزشی را به خود اختصاص داده است. این امر نیز به دلیل همسان بودن افت‌وخیز تقریباً مشابه دما در کل پهنه استان می‌باشد. همان‌طوری که مشاهده شد خود همبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. شکل ۴ تغییرات درون سالی خودهمبستگی فضایی الگوی خوشه‌ای جزایر دمایی را طی دوره آماری مورد مطالعه (۲۰۱۴-۱۹۸۰) نشان می‌دهد. در سه ماه فصل زمستان (دی، بهمن و اسفند) در اکثر مناطق استان هیچ نوع الگویی حاکم نبوده یا به عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی بوده است. این وضعیت به‌طور برابر با مقدار $۶۱/۳۴$ درصد در سه ماه فصل زمستان در سطح استان توزیع شده است (شکل ۴). در ماه دی $۲۲/۳۶$ ، بهمن $۲۲/۵۳$ و اسفند $۲۲/۱۴$ درصد از مناطق استان که غالباً در نواحی شرق و شمال‌شرق به نمایندگی ایستگاه‌های همدید خوربیا بانک و نائین دارای الگوی خوشه‌ای بارزش بالا (خودهمبستگی فضایی مثبت) حاکم می‌باشد. در همین دوره از سال الگوی دمایی LL یا مقادیر بارزش پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) که نمایانگر جزایر دمایی سرد می‌باشند به ترتیب در ماه‌های فصل زمستان $۱۳/۸۸$ ، $۱۷/۹۰$ و $۱۷/۱۷$ درصد توزیع شده‌اند؛ و به‌صورت لکه‌هایی، در نواحی غرب و جنوب‌غربی استان کشیده شده‌اند (جدول ۲). در فصل بهار مقادیر دما با خودهمبستگی فضایی مثبت بالا نسبت به فصل زمستان حدود ۲ درصد کاهش یافته و از نظر مکانی نیز دچار تغییراتی شده است (شکل ۴). به‌طوری‌که خوشه‌های بارزش بالا تا به سمت شرق استان (خوربیا بانک) کشیده شده است. این در حالی است که مقادیر بارزش بالا یا دارای خودهمبستگی فضایی مثبت HH در فصل زمستان محدود به مناطق شرق و افت‌وخیز زیادی بوده است. در فصل تابستان از تغییرات الگوهای جزایر دمایی پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) کاسته شده است، به‌این‌ترتیب برای ماه‌های تیر، مرداد و شهریور به ترتیب

مقادیر ۲۱/۴۳، ۱۹/۸۵ و ۲۱/۶۷ درصد نشان داده شده است. همان‌طور که قابل مشاهده است در این فصل از سال به مساحت الگوهای دمایی پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) اندکی افزوده شده است و به لحاظ مکانی نیز تغییرات ناچیزی را تجربه کرده است. در فصل تابستان مساحت الگوهای دمایی پایین و بالا نسبت به سه فصل قبل کمترین افت و خیز عددی را داشته‌اند. همان‌طور که در جدول ۲ نیز مشاهده می‌شود، در فصل پاییز کمترین درصد از مناطق فاقد الگو را به خود اختصاص داده‌اند. و به‌طور میانگین در مجموع سه ماه تیر، مرداد و شهریور ۵۷ درصد از مساحت استان از هیچ الگوی فضایی پیروی نمی‌کند. در مجموع با توجه به اینکه مقادیر دارای خودهمبستگی فضایی مثبت در هر چهار فصل از سال و یا نگاهی ریزمقیاسانه‌تر در هر ۱۲ ماه سال به نواحی شرقی و در بعضی از ماه‌های سال به منطقه خوربیا بانک محدود شده است و می‌توان استنباط نمود که عوامل محلی در توزیع پراکندگی جزایر دمایی اصفهان نقش بسزایی را ایفا می‌کنند.

جدول ۲. درصد مساحت تحت پوشش الگوی حاصل از موران محلی

نوع الگوی دمایی	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۱/۴۸	۲۱/۵۳	۲۱/۵۶	۲۱/۴۳	۱۹/۸۵	۲۱/۶۷
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۱۷/۸۵	۱۸/۳۱	۲۰/۰۴	۲۰/۱۷	۲۲/۹۹	۲۲/۷۵
فاقد الگو	۶۰/۶۷	۶۰/۱۶	۵۸/۴۰	۵۸/۴۰	۵۷/۱۶	۵۵/۵۸
نوع الگوی دمایی	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۲/۹۴	۲۱/۹۲	۲۱/۴۶	۲۲/۳۶	۱۵۳	۲۲/۱۴
					۲۲	
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۲۰/۶۱	۱۷/۳۹	۱۵/۳۴	۱۳/۸۸	۱۹۰	۱۷/۱۷
					۱۷	
فاقد الگو	۵۶/۴۵	۶۰/۶۹	۶۳/۲۰	۶۳/۷۶	۱۵۷	۶۰/۶۹
					۵۹	

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵



شکل ۴. نتایج حاصل از پراکنش الگوی موران محلی جزایر دمایی استان اصفهان

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵

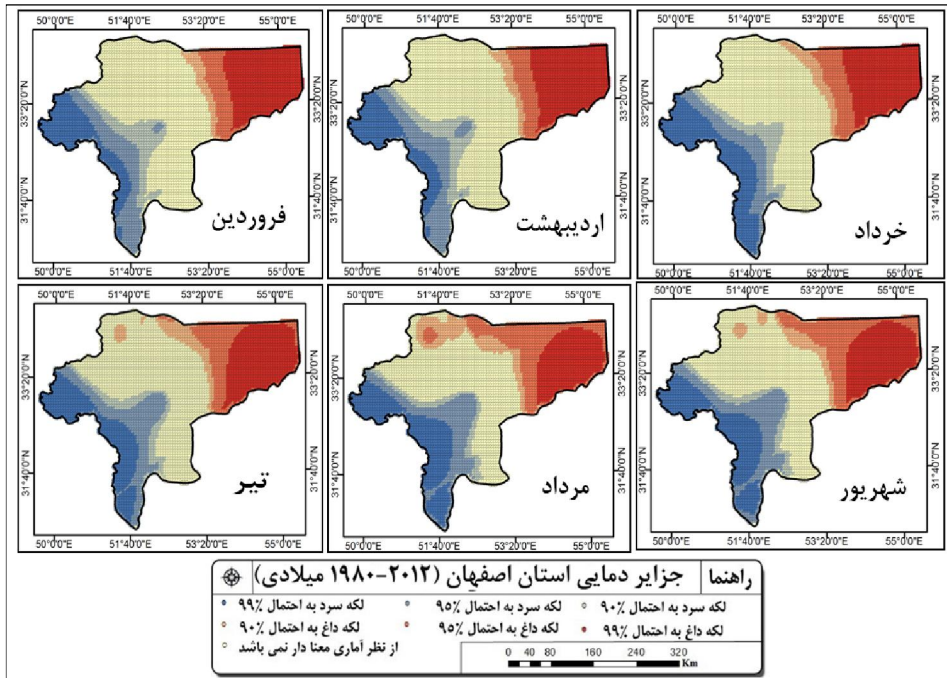
با توجه به آنچه تاکنون گفته شد، آن دسته از نواحی استان که دمای آن‌ها دارای خودهمبستگی فضایی مثبت و منفی بودند مشخص گردیده؛ اما به منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های بارزش بالا و پایین از شاخص GI^* یا *HotSpot* استفاده شده است که نتایج آن در شکل‌های ۵ و ۶ و جدول ۳ ارائه شده است. همان‌طور که از شکل ۵ برمی‌آید، ماه دی در فصل زمستان جزایر دمایی گرم (در سطح معناداری ۹۹ درصد) تنها به قسمت‌های شرق به نمایندگی ایستگاه خوربیابانک محدود شده است؛ که به ترتیب در ماه‌های دی، بهمن و اسفند ۱۰/۰۹، ۷/۲۳، ۶/۳۱ درصد از مناطق استان را تشکیل داده‌اند. در همین فصل از سال مناطقی که نماینده جزایر دمایی سرد (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) بوده نواحی مرتفع استان را تحت سیطره خود قرار داده‌اند به طوری که ایستگاه‌های داران و گلپایگان به احتمال ۹۹ درصد لکه دمایی سرد تشخیص داده شده و ایستگاه شرق اصفهان جزایر دمایی سرد در احتمال ۹۵ درصد را تشکیل داده‌اند. مناطقی با فاقد الگوی معناداری در فصل زمستان به ترتیب ۴۵/۱۳، ۴۴/۲۸، ۴۵/۰۶ درصد برای ماه‌های دی، بهمن و اسفند محاسبه شده است. الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی دما یا به عبارتی دیگر جزایر دمایی گرم در فصل بهار که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد، افزایش پیدا کرده است (جدول ۳). اما به لحاظ مکانی تغییرات ناچیزی را نسبت به دو ماه بهمن و اسفند داشته است. به طوری که دنباله نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطوح اطمینان ۹۰

و ۹۵ درصد تا شمال شرقی اردستان کشیده شده است (شکل ۵). در فصل بهار، نواحی با خودهمبستگی فضایی منفی نسبت به فصل زمستان از نظر مکانی تغییرات قابل توجهی داشته است به طوری که لکه دمایی سرد با احتمال ۹۵ درصد از غرب به سمت مرکز کشیده شده است. همان طور که از جدول ۳ نیز مشخص می‌باشد مناطقی با فاقد الگوی معناداری در فصل بهار نسبت به سه ماه قبل خود تغییراتی نه چندان محسوسی را داشته است؛ به طوری که برای ماه‌های فروردین ۴۱/۸۲، اردیبهشت ۴۲/۵۷ و خرداد ۴۳/۳۸ درصد از کل مساحت استان هیچ نوع الگوی معناداری از نظر آماری مشاهده نشده است (شکل ۵). الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی در فصل تابستان که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دارد می‌باشد، افزایش پیدا کرده است (جدول ۳)؛ و به لحاظ مکانی نیز تغییرات قابل توجهی داشته است (شکل ۶). لکه‌های دمایی گرم در فصل تابستان نسبت به ۹ ماه دیگر سال کشیدگی زیادی به سمت مرکز یا غرب استان داشته‌اند، به طوری که نائین و قسمت‌های شمال شرق اردستان که در ۶ ماه قبل سال فاقد الگوی معناداری بوده، در فصل تابستان در آن لکه دمایی گرم تشخیص داده شده است. لکه‌های دمایی سرد در سطوح اطمینان مختلف نیز در ماه‌های تیر، مرداد و شهریور از غرب به سمت شرق در حال جابه‌جا شدن هستند. جابجایی شرق به غرب لکه‌های دمایی گرم در فصل تابستان به دلیل جهت وزش باد و گرمایش بیش از حد کویر لوت در سمت شرق اصفهان می‌باشد. تغییرات خودهمبستگی فضایی دما در اصفهان در فصل پاییز بر اساس شاخص GI^* تقریباً مشابه فصل زمستان بوده است. با این وجود در این فصل از سال لکه‌های دمایی سرد از کشیدگی غرب به شرق و شمال و جنوب بیشتری نسبت به دوره‌های قبل برخوردار بوده و در مجموع در ماه مهر ۲۷/۲۱، ماه آبان ۲۸/۹۴ و در آذر ۲۸/۷۲ درصد از مساحت استان دارای خودهمبستگی فضایی منفی و یا به عبارت دیگر دارای جزایر دمایی سرد بوده است. مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در مجموع در ماه مهر ۳۷/۴۰ آبان ۴۰/۴۸ و آذر ۴۵/۶۶ از مساحت استان را تشکیل داده‌اند. در فصل تابستان درصد مناطقی با عدم معناداری به کمترین مقدار خود رسیده است (در مجموع سه ماه ۳۷/۲۰ درصد از کل مساحت استان) این مقدار نسبت به میانگین فصل زمستان ۷/۶۲ درصد، نسبت به فصل بهار ۵/۳۸ درصد و نسبت به فصل پاییز ۴/۱۶ کاهش داشته است، این امر به افت و خیز کمتر دما در این فصل از سال برمی‌گردد.

جدول ۳. درصد مساحت تحت پوشش جزایر دمایی اصفهان

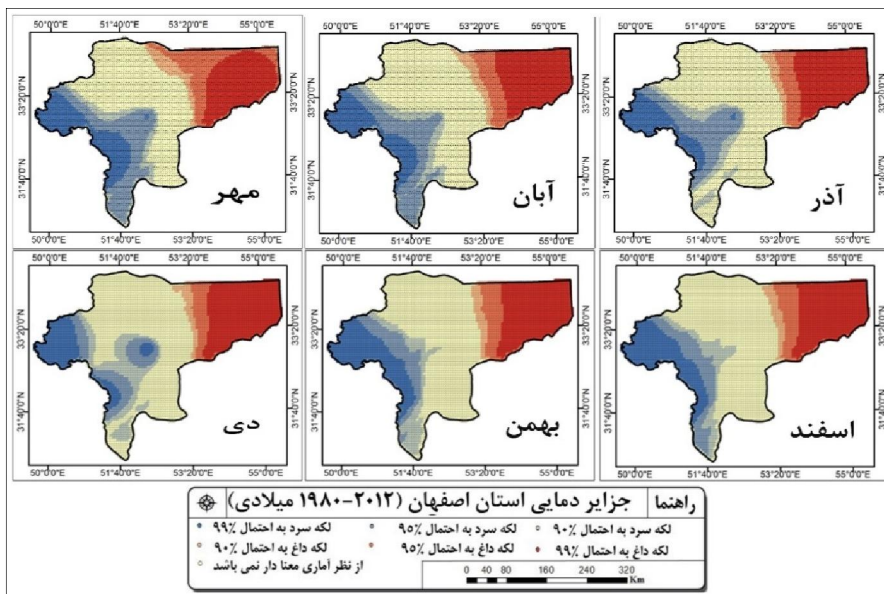
نوع جزیره دمایی	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور
جزیره دمایی سرد در سطح ۰/۹۰	۱۰/۴۲	۱۰/۵۰	۱۵/۱۲	۱۳/۶۴	۱۵/۲۹	۱۴/۷۸
جزیره دمایی سرد در سطح ۰/۹۵	۱۱/۲۰	۱۲/۳۵	۸/۶۴	۱۱/۷۶	۱۱/۶۶	۱۲/۱۶
جزیره دمایی سرد در سطح ۰/۹۹	۷/۸۴	۷/۷۲	۶/۱۴	۵/۰۲	۴/۲۴	۴/۴۰
فاقد الگوی معناداری %	۴۳/۳۸	۴۲/۵۷	۴۱/۸۲	۳۹/۸۷	۳۴/۵۶	۳۷/۱۹
جزیره دمایی گرم در سطح ۰/۹۰	۳/۲۰	۲/۹۵	۳/۹۷	۵/۱۹	۷/۷۴	۴/۹۴
جزیره دمایی گرم در سطح ۰/۹۵	۶/۴۵	۶/۱۱	۷/۲۶	۸/۹۶	۱۳/۴۸	۱۲/۳۲
جزیره دمایی گرم در سطح ۰/۹۹	۱۷/۵۱	۱۷/۸۰	۱۷/۰۵	۱۵/۵۶	۱۳/۰۳	۱۴/۲۱
نوع جزیره دمایی	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
جزیره دمایی سرد در سطح ۰/۹۰	۱۲/۱۸	۱۰/۶۲	۸/۵۲	۹/۳۰	۱۲/۶۶	۱۲/۳۰
جزیره دمایی سرد در سطح ۰/۹۵	۱۴/۷۳	۱۴/۴۲	۱۲/۶۴	۸/۷۹	۸/۱۳	۹/۰۶
جزیره دمایی سرد در سطح ۰/۹۹	۴/۹۷	۶/۸۷	۶/۸۷	۱۰/۰۹	۷/۲۳	۶/۳۱
فاقد الگوی معناداری %	۳۷/۴۰	۴۰/۴۸	۴۵/۶۶	۴۵/۱۳	۴۴/۲۸	۴۵/۰۶
جزیره دمایی گرم در سطح ۰/۹۰	۴/۰۷	۳/۲۶	۲/۶۵	۲/۵۸	۲/۸۰	۲/۸۵
جزیره دمایی گرم در سطح ۰/۹۵	۱۰/۶۷	۶/۳۳	۵/۷۰	۴/۶۸	۶/۲۱	۶/۱۹
جزیره دمایی گرم در سطح ۰/۹۹	۱۵/۹۸	۱۸/۰۲	۱۷/۹۶	۱۹/۳۴	۱۸/۶۶	۱۸/۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵



شکل ۵. نتایج حاصل از پراکنش الگوی لکه داغ برای دما طی دوره مورد مطالعه (شش ماه اول سال)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵



شکل ۶. نتایج حاصل از پراکنش الگوی لکه داغ برای دما طی دوره مورد مطالعه (شش ماه دوم سال)

منبع: یافته‌های پژوهش، ۱۳۹۵

نتیجه گیری

اهمیت مطالعه حاضر با توجه افزایش مقدار CO_2 جو، تغییر در مقدار رطوبت و ابرناکی، تغییرات کاربری و توسعه اراضی شهری بیش از پیش احساس می‌شده؛ و از آنجایی که اغلب ایستگاه‌های مورد مطالعه در پژوهش حاضر در شهرها و حواشی شهرها مستقرند و از آب‌وهوای شهری تأثیر می‌پذیرند اهمیت کار دوچندان شده است چراکه با آشکارسازی تغییرات جزایر دمایی می‌توان به نوسانات جزایر حرارتی نیز پی‌برد. همان‌طور که گفته شد این مطالعه تغییرات الگوهای خودهمبستگی فضایی جزایر دمایی استان اصفهان را کانون توجه خود قرار داده است. به این منظور از روش موران جهانی و محلی و شاخص لکه‌های داغ GI^* استفاده شده است. برای دستیابی به این هدف از داده‌های دمایی کمینه و بیشینه ۲۷ ایستگاه همدیدی استان اصفهان و استان‌های اطراف آن طی دوره آماری مشترک ۳۵ ساله (۱۹۸۰-۲۰۱۴) استخراج گردید. سپس برای اعمال روش‌های مورد استفاده در این پژوهش از امکانات محیط نرم‌افزار *GIS* بهره گرفته شد. نتایج حاصل از روش موران جهانی نشان داد که تغییرات خودهمبستگی فضایی جزایر دمایی استان اصفهان از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند. از آنجایی که شاخص موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند، لذا به منظور تغییرات خودهمبستگی فضایی جزایر دمایی اصفهان از شاخص موران محلی و تحلیل لکه‌های داغ استفاده گردید. بر اساس هر دو شاخص، مناطق شرقی و شمال شرقی به نمایندگی ایستگاه‌های خوربیبانک و نائین نقش قابل توجهی در شکل‌دهی الگوهای جزایر دمایی گرم با الگوی خوشه‌ای بالا داشته‌اند. به طوری که مناطق نامبرده از استان اصفهان دارای خودهمبستگی فضایی مثبت بوده است. این در حالی است که نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی یا به عبارتی دیگر جزایر دمایی سرد در هر ۱۲ ماه سال به بخش‌های مرتفع استان محدود شده است. در مجموع، مساحت بالایی از استان در هر دوازده ماه دوره مورد مطالعه فاقد الگوی معناداری یا به عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی معنادار به لحاظ آماری بوده است. نتایج این پژوهش نشان داد که جزایر دمایی در یک بازه زمانی بلندمدت تحت تعامل عوامل محلی و عناصر گردشگری جو شکل می‌گیرند، اما نقش آفرینی متفاوتی دارند. به طوری که آرایش جغرافیایی جزایر دمایی را عوامل محلی، به ویژه ارتفاعات و عرض جغرافیایی شکل می‌دهد و بیانی واضح‌تر رد پای پیکربندی ناهمواری‌ها و نقش عرض جغرافیایی را می‌توان در آن‌ها مشاهده نمود؛ این در حالی است که نباید نقش عوامل بیرونی را در شکل‌گیری جزایر دمایی نادیده گرفت؛ چراکه عوامل بیرونی یا تولیداً همان عناصر گردش عمومی جو در تعیین رژیم حرارتی و آهنگ تغییرات دما در طول زمان نقش دارند.

اگر به نقشه خوشه‌های دمایی استان اصفهان توجه نماییم، مشاهده می‌شود خوشه‌ها دمایی بالا و پایین شبیه به هم نیستند. این تباین ناشی از تأثیر عناصر گردش عمومی جو است. پس به‌طور کلی می‌توان گفت که جزایر دمایی تحت تأثیر دو سیستم ایجاد و کنترل می‌شوند؛ که عبارت‌اند از: ۱- عوامل محلی کنترل‌کننده مکان (آرایش جغرافیایی جزایر دمایی) ۲- و عوامل بیرونی کنترل‌کننده زمان (رژیم جزایر دمایی). نتایج پژوهش حاضر می‌تواند الگوی مناسبی برای سایر مطالعات فضایی فراسنج‌های اقلیمی باشد. چراکه مطالعات آمار فضایی می‌تواند دریچه‌های نوین را پیش روی اقلیم‌شناسان بگشاید.

منابع و مآخذ:

۱. ترکاشوند، م. ۱۳۹۵. آشکارسازی جزایر حرارتی شهر اراک مبتنی بر تحلیل‌های خود همبستگی فضایی، آمایش محیط، دوره ۹، شماره ۳۵: ۱۲۳-۱۴۸.
۲. زنگی آبادی، ع.، سعیدپور، ش. ۱۳۹۷. تحلیل فضایی پراکنش بانک و مکانیابی بهینه آن‌ها (مطالعه موردی: شهر سقز)، آمایش محیط، دوره ۱۱، شماره ۴۰: ۲۱-۴۳.
۳. ضمیری، م.، نسترن، م.، محمدزاده تیتکانلو، ح. ۱۳۹۲. تحلیلی بر شکل و روند توسعه فضایی و کالبدی شهر بجنورد در دهه ۱۳۸۰ (با استفاده از آنتروپی شانون، ضریب موران و ضریب گری)، آمایش محیط، دوره ۶، شماره ۲۳: ۱۶۷-۱۸۰.
۴. عزیز، ق.، م.، روشنی. ۱۳۸۷. مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من-کندال، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۴: ۲۸-۱۳.
۵. علیجانی، ب.، کاویانی، م. ۱۳۷۱. مبانی آب و هواشناسی، انتشارات سمت، تهران، ۵۲۳ صفحه.
۶. محمدی، ح. ۱۳۹۰. آب و هواشناسی شهری، انتشارات دانشگاه تهران، تهران، ۲۰۳ صفحه.
۷. مسعودیان، الف. ۱۳۸۴. آب و هوای ایران، انتشارات دانشگاه اصفهان، اصفهان، ۲۳۷ صفحه.
۸. مسعودیان، الف. ۱۳۸۴. بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۵۴: ۲۹-۴۵.
9. Ageena, I., Macdonald, N., & Morse, A. P. 2013. Variability of maximum and mean average temperature across Libya (1945–2009). *Theoretical and Applied Climatology*: 1-15.
10. Anselin L, Syabri I, Kho Y. 2009. GeoDa: an introduction to spatial data analysis. In Fischer MM, Getis A (Eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York: 73-89.
11. Bajat, B., Blagojević, D., Kilibarda, M., Luković, J., & Tošić, I. 2014. Spatial analysis of the temperature trends in Serbia during the period 1961–2010. *Theoretical and Applied Climatology*: 1-13.
12. Braganza K., Karoly, D.J., Arblaster, J. M., 2004. Diurnal temperature range as an index of global climate change during the twentieth century, *Geophysical Research Letters*, 31, L13217: 1-4.
13. De Lucena, A. J., Rotunno Filho, O. C., de Almeida França, J. R., de Faria Peres, L., & Xavier, L. N. R. 2013. Urban climate and clues of

- heat island events in the metropolitan area of Rio de Janeiro. *Theoretical and applied climatology*, 111(3-4): 497-511.
14. Del Río, S., Herrero, L., Pinto-Gomes, C., & Penas, A. 2011. Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006. *Global and Planetary Change*, 78(1): 65-75.
 15. Homar V, Ramis C, Romero R, Alonso S. 2010. Recent trends in temperature and precipitation over the Balearic Islands (Spain). *Clim Change* 98:199–211.
 16. Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., and Stoyan, D. 2008. *Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns*. John Wiley and Sons, Chichester, 560 p.
 17. Jacquez GM, Greiling DA. 2003. Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island, New York. *Int J Health Geographics* 2:3. 1-12.
 18. Jolliffe, I.T. & A. Philipp, 2010. Some Recent Developments in Cluster Analysis, *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, Vol. 35, Issues 9- 12: 309- 315.
 19. Kendall, W. S. 1998. Perfect simulation for the area-interaction point process. In L. Accardi and C.C. Heyde, editors, *Probability Towards 2000*: 218–234.
 20. Kim, S., & Singh, V. P. 2014. Modeling daily soil temperature using data-driven models and spatial distribution. *Theoretical and Applied Climatology*: 1-15.
 21. Kousari M.R., Ekhtesasi M.R., Tazeh M., Saremi Naeini M.A., Asadi Zarch M.A., 2010. An investigation of the Iranian climatic changes by considering the precipitation, temperature, and relative humidity parameters, *Theoretical and Applied Climatology*, 103: 321-335.
 22. Mitchell A, 2005. *The ESRI guide to GIS analysis, volume 2: spatial measurements and statistics*. ESRI, Redlands [CA], 238 p.
 23. Moller, j. 2008. *Handbook of Spatial Statistics*, John Wiley and Sons, Chichester: 32 p.
 24. Nel W.P., Cooper C.J., 2009, Implications of fossil fuel constraints on economic growth and global warming, *Energy Policy*, 37: 166-180.
 25. Nemeč, J., Gruber, C., Chimani, B., & Auer, I. 2013. Trends in extreme temperature indices in Austria based on a new homogenised dataset. *International Journal of Climatology*, 33(6): 1538-1550.

26. Ohayon, B. 2011. Statistical Analysis of Temperature Changes in Israel: An Application of Change Point Detection and Estimation Techniques.
27. Ripley, B. D. 2005. Spatial statistics, (Vol. 575). John Wiley & Sons: 250 p.
28. Rogerson, P.A., 2006, Statistics Methods for Geographers: students Guide, SAGE Publications. Los Angeles, California.
29. Shahid, S., S. Bin Harun & A. Katimon, 2012. Changes in Diurnal Temperature Range in Bangladesh during the Time Period 1961-2008, Atmospheric Research, Vol. 118: 260- 270.
30. Smith MJ, Goodchild MF, Longley PA. 2006. Geospatial analysis. Troubador, Leicester.
31. Wheeler D. 2007. A comparison of spatial clustering and cluster detection techniques for childhood leukemia incidence in Ohio, 1996-2003. Int J Health Geographics 6(1):13.
32. Wheeler D.P. 2009. Geographically Weighted Regression. In Fischer MM, Getis A (Eds) Handbook of applied spatial analysis. Springer, Berlin, Heidelberg and New York: 461-486.
33. Zhang C, Luo L, Xu W, Ledwith V. 2008. Use of local Moran's I and GIS to identify pollution hotspots of Pb in urban soils of Galway, Ireland. Sci Total Environ 398 (1-3): 212-221.
34. Zhou, D. Et al. 2009. Climatic Regionalization Mapping of the Murrumbidgee irrigation area, Australia, Progress in Natural Science, Vol. 19, Issue 12: 1773- 1779.

