

مطالعات جغرافیایی مناطق خشک

سال ششم، شماره بیستم و یکم، پاییز ۱۳۹۴

دریافت مقاله: ۹۳/۱۱/۱۸ تأیید نهایی: ۹۴/۰۷/۱۰

صص ۸۶-۱۰۴

بررسی تغییرات الگوهای خودهمبستگی فضایی دمای بیشینه ایران

کاظم علی آبادی*، عضو هیئت علمی دانشگاه حکیم سبزواری

عباسعلی داداشی رودباری، دانشجوی دکتری آب و هواشناسی شهری دانشگاه شهید بهشتی تهران

چکیده

دمای حداکثر طیف وسیعی از فعالیت‌ها را به‌ویژه در دوره‌ی گرم سال تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. این مطالعه با هدف شناسایی الگوهای زمانی- مکانی و تعیین لکه‌های دمایی بیشینه‌ی ماهانه کشور با استفاده از روش‌های نوین آمار فضایی مانند شاخص موران جهانی، محلی و تحلیل لکه‌های داغ با استفاده از امکانات برنامه‌نویسی در محیط متلب و سیستم اطلاعات جغرافیایی بهره گرفته شد. بدین منظور آمار دمای بیشینه‌ی ۱۲۵ ایستگاه همدید کشور طی یک دوره‌ی ۳۰ ساله جمع‌آوری گردید. نتایج نشان داد که بالاترین مقادیر ناهنجاری مکانی دمای حداکثر ایران در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس اتفاق افتاده است. نتایج حاصل از روش موران جهانی، مبین این امر بوده است که تغییرات درون‌سالی دمای حداکثر ایران از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند و بر اساس خروجی‌های این آماره، بزرگ‌ترین الگوی خوشه‌ای دمای حداکثر ایران با مقدار ۰/۹۷۳۸۷۶ در ماه مارس اتفاق افتاده است. بررسی‌های ساختار دمای ایران با استفاده از روش خوشه‌ها و ناخوشه‌ها نشان داد که در ماه‌های سرد، همگنی دمای حداکثر کشور کاهش و در ماه‌های گرم، همگنی دمای حداکثر کشور افزایش می‌یابد. در این بین بر اساس شاخص لکه‌های داغ، دمای حداکثر در کرانه‌های ساحلی دریای خزر، بخش‌های غرب و شمال غرب و شمال شرق کشور دارای خودهمبستگی فضایی منفی (خوشه‌های دمایی با ارزش پایین) و بخش‌هایی از نواحی مرکزی و هم‌چنین بخش‌هایی از جنوب شرق کشور و نواحی مرکزی دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های دمایی با ارزش بالا) بوده است.

کلید واژگان: دماهای بیشینه، موران جهانی، تحلیل لکه‌های داغ، خودهمبستگی فضایی، ایران.

* Email: Kazemaliabadi_msc@yahoo.com

۱- مقدمه

دما، یکی از عناصر مهم آب و هوایی و 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) و تأثیر مهمی بر زندگی انسان دارد. امروزه امنیت انرژی و افزایش گرمای جهانی، به یکی از مهم‌ترین موضوعات قرن بیست و یکم تبدیل شده است (نل و کوپر، ۲۰۰۹: ۱۶۷). دما از متغیرهای پیوسته‌ی اقلیمی است که دارای تغییرات کند بوده و آهنگ نوسان لایه مرزی آن آرام است؛ لذا این متغیر اقلیمی، قابل بررسی در منطق فازی به حساب می‌آید (آقابزرگی و همکاران، ۲۰۱۲: ۶۸۵). از جمله مظاهر پیوستگی این عنصر اقلیمی، نقش بنیادی آن در شکل‌دهی اکوسیستم‌های انسانی و طبیعی است؛ به نحوی که آثار این مشخصه در پاسخ اکوسیستم‌ها، قابل مشاهده است. به عبارت دیگر، کم‌ترین نوسان در آن با واکنش شدید و کند اجزای اکوسیستم‌ها همراه می‌گردد (محمدرضایی، ۱۳۸۲: ۳۵). در مطالعات دمایی، دماهای حداکثر در برخی رخدادها تأثیر چشم‌گیرتری دارد. از جمله‌ی رخدادها می‌توان به وقوع امواج گرم، صعودهای همرفتی، وزش بادهای شدید، تشکیل و حرکت هاریکن‌ها و طیف وسیعی از فعالیت‌های انسانی و فرآیندهای زیستی اشاره کرد (مجرد و بساطی، ۱۳۹۳: ۱۳۰). دماهای بیشینه در دروهی گرم سال و به خصوص در ساعات بعد از شهر، باید مورد توجه بیشتری قرار گیرد. واکاوی دمای حداکثری هم‌چنین می‌تواند راهکاری بهنجار جهت بررسی نوسانات و ردیابی تغییرات اقلیم باشد. تنوع در زمینه‌های کاربردی، تحول در حجم و پیچیدگی تحلیل داده‌ها در کنار پیشرفت‌های اساسی در مدل‌های آماری، روش‌های نوین محاسباتی و قابلیت‌های رایانه‌ای پیشرفته، استفاده از مدل‌های پیچیده‌تر اما دقیق‌تر را به همراه داشته است. در مطالعات محیطی، اغلب با مشاهداتی سر و کار داریم که مستقل از یک‌دیگر نبوده و وابستگی آن‌ها با یک‌دیگر ناشی از موقعیت و مکان قرار گرفتن مشاهدات در فضای مورد مطالعه می‌باشد. این مشاهدات، داده‌های فضایی نامیده می‌شود (مولر، ۲۰۰۸: ۱۳۸). به دلیل وجود همبستگی فضایی بین این داده‌ها، روش‌های معمول آماری نمی‌تواند روشی مناسب برای واکاوی چنین داده‌هایی باشد (ریپلی، ۱۹۷۷: ۱۸۱). از این رو لازم است به نحوی، ساختار همبستگی داده‌ها در تحلیل آن‌ها لحاظ گردد (کندال، ۱۹۹۸: ۲۱۸). بدین منظور می‌توان از آمار فضایی به عنوان گزینه‌ای مناسب، برای تحلیل این داده‌ها استفاده نمود. با توجه به پیشرفت‌های اخیر علم آمار فضایی، متأسفانه تاکنون از قابلیت‌های این دانش نوین و پیشرفته، آن‌چنان که بایسته است، در تحلیل داده‌های هواشناسی و مرتبط با علوم جوّی در کشور بهره‌برداری نشده است و اکثریت مطالعات کشور با رویکرد آمار سنتی انجام شده است که از جمله می‌توان به پژوهش‌های رحیم‌زاده و عسکری (۱۳۸۳: ۱۶۷) که وضعیت روند دماهای حداکثر کشور را بررسی کردند، عزیزی و روشنی (۱۳۸۷: ۱۳) که با روش رتبه‌ای من-کندال که مطالعه‌ی روند تغییر اقلیم در سواحل دریای خزر را بررسی نمودند، اشاره کرد. از جدیدترین مطالعات انجام شده که دماهای حداکثر کشور را مورد بررسی قرار داده است، می‌توان به پژوهش (مجرد و بساطی، ۱۳۹۳: ۱۲۹) اشاره کرد. از نقاط قوت این پژوهش می‌توان به بررسی تغییرات مکانی-زمانی دمای حداکثر در کشور اشاره نمود، ولی از آنجایی که در این پژوهش تنها از ۴۴ ایستگاه هم‌دید استفاده شده است، به خوبی نمی‌تواند تغییرات زمانی و مکانی دما را تبیین کند. پژوهش‌هایی که دماهای حداکثر را کانون توجه خود قرار می‌دهند؛ روز به روز در حال افزایش است که از جمله می‌توان به پژوهش‌های (فوندا^۱ و همکاران، ۲۰۰۴: ۲۷؛ برنز^۲ و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۵۵؛ الکنای^۳ و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۵۹؛ سونالی و ناگش کمار^۴، ۲۰۱۳: ۲۱۲) اشاره کرد. از مطالعاتی که با آمار فضایی انجام شده، می‌توان به پژوهش‌های دیفنبوک (ضبط لاتین) و همکاران (۲۰۰۸) که بررسی تغییرات آب و هوایی و نقاط داغ ایالات متحده‌ی آمریکا پرداختند، اشاره کرد.

1- Founda

2- Burns

3- El Kenawy

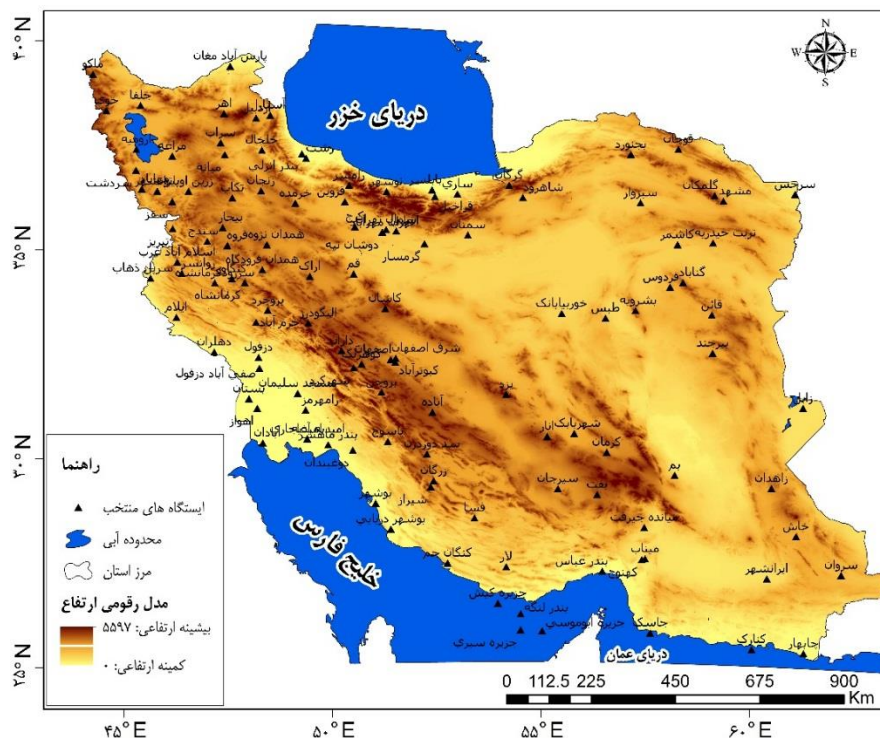
4- Sonali & Nagesh Kumar

نامبردگان، چند سناریو از مدل اقلیمی را برای شناسایی تغییرات آب و هوایی نقاط داغ در ایالات متحده مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که مدل سازی لکه های داغ در ساختار مدل GCM با حساسیت بالا قابل شناسایی می باشد. در مطالعه ای دیگر کاگلیچ ۵ و همکاران (۲۰۱۰) تغییرات موج گرما در شرق مدیترانه را از سال ۱۹۶۰ تا دهه ی اخیر مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه از فراسنج های اقلیمی کمینه و بیشینه ی دمای روزانه ی فصل تابستان و آمار همگن ۲۴۶ ایستگاه همدید منطقه شرق مدیترانه شامل کشورهای آلبانی، بوسنی و هرزگوین، بلغارستان، کرواسی، قبرس، یونان، اسرائیل، رومانی، صربستان، اسلوونی و ترکیه استفاده شده است. یافته های پژوهش نشان می دهد که موج های گرمایی افزایش یافته در این منطقه، بالاتر از آن چه قبل از این گزارش شده است، می باشد و لکه ی داغ دمایی با تغییرات قابل توجهی در سراسر غرب بالکان، جنوب غرب و غرب ترکیه و در امتداد خط ساحلی جنوب دریای سیاه رخ داده است. دی لوکنا و همکاران (۲۰۱۳) میدان های حرارتی منطقه شهری ریودوژانیرو را در کشور برزیل با استفاده از تحلیل لکه های داغ بررسی کردند. بجت و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل فضایی روند دما در صربستان (۱۹۶۱-۲۰۱۰) پرداختند. در این پژوهش، از داده های متوسط ماهانه ی دما ۶۴ ایستگاه همدید استفاده شد و سپس روند دامنه های دما از روند خطی و هم چنین روش حداقل مربعات معمولی به دست آمد. برای بررسی خودهمبستگی فضایی نیز از روش موران جهانی استفاده شده بود. نتایج پژوهش آنان نشان داد که روند درجه حرارت از سراسر صربستان از الگوی تصادفی تبعیت می کند. مطالعات از این دست بسیارست که می توان مطالعات (هومر و همکاران، ۲۰۱۰؛ آجنا و همکاران، ۲۰۱۳؛ نمک و همکاران، ۲۰۱۳؛ کیم و سینگ، ۲۰۱۴) را به عنوان الگوهایی شاخص از بین صدها طرح و الگوی دیگر برگزید.

۲- مواد و روش ها

در این پژوهش از آمار مشترک و همگن ۱۲۵ ایستگاه همدید کشور با دوره ی آماری مشترک ۳۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۸۰) استفاده شده است. شکل (۱) پراکنش ایستگاه های مورد مطالعه را نشان می دهد. در این پژوهش، داده های ایستگاهی با استفاده از روش میان یابی کریجینگ در محیط نرم افزار ArcGIS 10.2.2 به داده های پهنه ای با یاخته هایی به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر تعمیم داده شد. روش کریجینگ^۵ روش عمومی برای میان یابی داده های دما و بارش است. از آن جا که دما تحت تأثیر عوامل مختلفی از قبیل مسیرهای توفانی^۷، ارتفاع و مجاورت با منابع عمده ی آب است، کریجینگ، روش بسیار مناسبی برای نشان دادن تغییرات فضایی دماهاست (هولدوی^۸، ۱۹۹۶؛ ۲۰۱۵). این روش در بسیاری از کشورها، از جمله ایالات متحده ی آمریکا (آندرسون^۹، ۲۰۱۳؛ وئو و لی^{۱۰}، ۲۰۱۳؛ ۱۱۲) و ایران (مسعودیان، ۱۳۸۴: ۳۱) به عنوان مناسب ترین روش برای میان یابی داده های دما به کار گرفته شده است. جهت تسریع در روند محاسبات، از قابلیت های برنامه نویسی نرم افزار MATLAB، GS+ و SAS استفاده شده است. هم چنین برای تهیه ی نقشه ی مناطق دمای حداکثر کشور از نرم افزار ArcGIS نسخه ۱۰، ۲، ۲ استفاده گردید.

-
- 5- Kuglitsch
 - 6- Kriging
 - 7- storm tracks
 - 8- Holdaway
 - 9- Anderson
 - 10- Wu and Li



شکل ۱: ایستگاه‌های همیدید مورد مطالعه

در پژوهش پیش رو به منظور بررسی ساختار فضایی یاخته‌های دمای حداکثر کشور، آماره‌های فضایی مورد ارزیابی قرار گرفته است. آماره‌های استفاده شده عبارتست از: شاخص پراکندگی^{۱۱} این شاخص نسبت واریانس به میانگین را بررسی می‌کند. اگر داده‌های مورد مطالعه از توزیع تصادفی پیروی کند، انتظار می‌رود ID برابر یک باشد. این آماره به دنبال یک آزمون χ^2 با درجه‌ی آزادی $n-1$ داده را برازش می‌دهد رابطه‌ی (۱). شاخص تجمع^{۱۲} (دیوید و مور^{۱۳}، ۱۹۵۴: ۵۰) تابع مستقیم از شاخص پراکندگی است. اگر داده‌های مورد مطالعه از توزیع تصادفی پیروی کند؛ انتظار می‌رود ICS برابر صفر باشد. مقادیر ارزشی مثبت در این آماره، حاکی از خوشه بودن داده‌ها و مقادیر ارزشی منفی، بیانگر ناخوشه بودن داده‌ها می‌باشد رابطه‌ی (۲). آماره‌ی GI^{۱۴} (گرین^{۱۵}، ۱۹۶۶) در حقیقت همان شاخص اصلاح شده ICS می‌باشد که مستقل از N است. در این آماره، ارزش عددی صفر برای توزیع‌های تصادفی و مقادیر ارزشی یک برای توزیع‌های با حداکثر خوشه است رابطه‌ی (۳).

$$ID = \frac{s^2}{\bar{x}} \quad \text{رابطه‌ی ۱} \quad ICS = \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 = ID - 1 \quad \text{رابطه‌ی ۲} \quad GI = \frac{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{n-1} = \frac{ICS}{n-1} \quad \text{رابطه‌ی ۳}$$

شاخص فرکانس خوشه^{۱۶} (داگلاس^{۱۷}، ۱۹۷۵) معیاری برای اندازه‌گیری خوشه بر اساس تابع K از توزیع دو جمله‌ی منفی است رابطه‌ی (۴). شاخص تراکم میانگین^{۱۸} (لوید^{۱۹}، ۱۹۶۷) متوسط تعداد نقاط موجود در منطقه‌ی مورد مطالعه است که به طور تصادفی از یک نقطه سنجش می‌شود رابطه‌ی (۵).

- 11- Index of Dispersion (ID)
- 12- Index of Cluster Size (ICS)
- 13- David and Moore
- 14- Green's Index (GI)
- 15- Green
- 16- Index of Cluster Frequency (ICF)
- 17- Douglas

$$ICF = \frac{\bar{x}}{\frac{s^2}{\bar{x}} - 1} = \frac{\bar{x}}{ICS} \quad \text{رابطه‌ی ۴} \quad \quad \quad IMC = \bar{x} + \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 = \bar{x} + ICS \quad \text{رابطه‌ی ۵}$$

شاخص لکه‌ها^{۲۰} (لوید، ۱۹۶۷) شدت الگوی تأثیر پذیر را مورد مطالعه قرار می‌دهد رابطه‌ی (۶). شاخص مورسیتا^{۲۱} (مورسیتا، ۱۹۵۹) احتمال مقیاس بندی خوشه‌های دو یاخته از کل یاخته‌های مورد مطالعه را مورد ارزیابی قرار می‌دهد رابطه‌ی (۷).

$$IP = \frac{\bar{x} + \frac{s^2}{\bar{x}} - 1}{\bar{x}} = \frac{IMC}{\bar{x}} = 1 + \frac{1}{ICF} \quad \text{رابطه‌ی ۶} \quad \quad \quad I_m = \frac{n \sum x(x-1)}{n\bar{x}(n\bar{x}-1)} = \frac{n\bar{x}IP}{(n\bar{x}-1)} \quad \text{رابطه‌ی ۷}$$

هم‌چنین ضریب چولگی (G_1)، و ضریب درجه‌ی اوج (G_2) برای هر یک از ماه‌های مورد مطالعه به طور جداگانه محاسبه شده است.

$$g_2(v) = g_1 \left(v + \frac{\pi}{2} \right) \quad \text{رابطه‌ی ۸}$$

به منظور بررسی الگوی حاکم بر دمای حداکثر ایران از روش‌های نوین آمار فضایی، خودهمبستگی فضایی (موران محلی و موران جهانی) و *HotSpot* استفاده شد. شناخت الگوها و کشف روندهای موجود در داده‌های فضایی از اهمیت زیادی برخوردار است (دایگل، ۲۰۰۳: ۱۱۱؛ واجاپیترسون و اسکندر، ۲۰۰۶، ۲۶۹)، چراکه قبل از هرگونه تحلیل و تهیه ی نقشه در آمار فضایی باید این پیش‌داوری صورت گیرد که داده‌ها چگونه در فضا توزیع شده و توزیع آن‌ها در فضا از چه الگو و قاعده‌ای پیروی می‌کند (ایلان و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۲). در پژوهش پیش رو به منظور درک بهتر داده‌ها و تصمیم‌گیری دقیق‌تر در مورد سطح اعتماد آماری، از روش تحلیل الگوی موران محلی استفاده شده است. در دهه‌های اخیر سناریوهای مختلفی در خصوص تحلیل الگوهای داده‌ی فضایی در آمار فضایی بسط داده شده است. بدین منظور می‌توان از شاخص جهانی موران^{۲۳} که به *Global Moran I* معروف است، اشاره نمود. این آماره، عددی را نشان می‌دهد (تحت عنوان نمره استاندارد یا *z-score*) که با استفاده از آن می‌توان درجه‌ی پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را در فضا اندازه‌گیری نمود (گیتس و اورد، ۱۹۹۲: ۲۰۰؛ لیواین، ۱۹۹۶: ۳۸۸؛ میتچل، ۲۰۰۵: ۱۴؛ ویلر، ۲۰۰۷: ۱۲؛ ایلان و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۸) خودهمبستگی فضایی موران به بررسی خودهمبستگی فضایی بر اساس مکان پراکنش دو مقدار می‌پردازد و خصیصه‌ی موردنظر از عارضه‌ی جغرافیایی را در آن مکان تحلیل می‌کند (گیرفت^{۲۴}، ۱۹۸۷: ۲۷). برای محاسبه‌ی آماره یا شاخص موران، ابتدا نمره‌ی استاندارد Z و $P-Value$ محاسبه می‌شود و در مرحله‌ی بعد به ارزیابی و معنادار بودن شاخص پرداخته می‌شود. برای محاسبه‌ی خود همبستگی فضایی با استفاده از شاخص موران جهانی از رابطه‌ی (۹) استفاده می‌شود:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{s_0 \sum_{i=1}^n z_i^2} \quad \text{رابطه‌ی ۹}$$

18- Index of Mean Crowding (IMC)

19- Lloyd

20- Index of Patchiness (IP)

21- Morisita's Index (IM)

22- Morisita

23- Moran

24- Griffith

در رابطه‌ی (۹)، z_i تفاضل بین مقدار خصیصه‌ی عارضه i با میانگین آن $(x_i - \bar{x})$ می‌باشد. $W_{i,j}$ وزن موجود بین عارضه i و j می‌باشد، n تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه‌ی مورد استفاده است و S_0 جمع کل وزن‌های فضایی می‌باشد که بر اساس رابطه‌ی (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} \quad \text{رابطه‌ی ۱۰}$$

نمره‌ی استاندارد z_i برای آماره‌ی موران از طریق رابطه‌ی (۱۱) به طور جداگانه محاسبه می‌شود و در رابطه‌ی ۹ قرار داده می‌شود:

$$z_i = \frac{i - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad \text{رابطه‌ی ۱۱} \quad E[I] = -\frac{1}{n_1} \quad \text{رابطه‌ی ۱۲} \quad V[I] = E[I^2] - E[I]^2 \quad \text{رابطه‌ی ۱۳}$$

به طور کلی 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، آن گاه داده‌ها از هم گسسته و پراکنده می‌باشد. تهیه‌ی نقشه‌ی خوشه‌ها: تابعی که در بخش تحلیل الگو، بدان اشاره شده است آماره‌ی عمومی بوده که به دنبال پاسخ به این سؤال می‌باشد که آیا تراکم یا پراکندگی فضایی معناداری بین داده‌ها وجود دارد یا خیر؟ نقشه‌های خوشه کمک می‌کند تا تشخیص دهیم در کجاها محدود، مورد مطالعه‌ی خوشه‌بندی‌ها در حال شکل‌گیری بوده و مرزهای محدوده‌های آن‌ها کجاست. در این پژوهش، از تحلیل خوشه و ناخوشه^{۲۵} و تحلیل لکه‌های داغ^{۲۶} برای مطالعه‌ی الگوها و تغییرات زمانی و مکانی دمای حداکثر استفاده شده است. 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 (انسلین، ۱۹۹۵: ۹۴؛ اورد و گیتس، ۱۹۹۵: ۲۸۸؛ گیتس و آلدسدت، ۲۰۰۴: ۹۸؛ انسلین و همکاران، ۲۰۰۹: ۷۵؛ ویلر و پرز، ۲۰۰۹: ۴۷۳). برای تحلیل خوشه و ناخوشه برای هر عارضه موجود در لایه، مقدار شاخص موران محلی، نمره‌ی z و P -Value که بیانگر معناداری شاخص محاسبه‌شده می‌باشد، محاسبه می‌شود. آماره‌ی محلی موران I بر اساس رابطه‌ی (۱۴) قابل محاسبه است:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n W_{i,j} W_{i,j} (x_j - \bar{x}) \quad \text{رابطه‌ی ۱۴}$$

در رابطه‌ی فوق، x_i خصیصه‌ی عارضه i و \bar{x} میانگین خصیصه‌ی مربوطه و $W_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه i و j می‌باشد. مقدار S_i از رابطه‌ی (۱۵) محاسبه می‌شود:

$$s_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n W_{ij}}{n-1} - \bar{x}^2 \quad \text{رابطه‌ی ۱۵}$$

در رابطه‌ی فوق، n برابر با تعداد کل عارضه‌هاست. نمره‌ی استاندارد z_{Ii} از رابطه‌ی (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$z_{Ii} = \frac{I_i}{\sqrt{V[I_i]}} \quad \text{رابطه‌ی ۱۶}$$

برای محاسبه‌ی $V[I_i]$ از رابطه‌ی (۱۷) استفاده می‌نماییم:

$$V[I_i] = E[I_i^2] - E[I_i]^2 \quad \text{رابطه‌ی ۱۷} \quad E[I_i] = -\frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n W_{ij}}{n-1} \quad \text{رابطه‌ی ۱۸}$$

تحلیل لکه‌های داغ از آماره‌ی گتیس-ارد جی (Getis-Ord G_i^*) برای کلیه‌ی عوارض موجود در داده‌ها استفاده می‌کند (روگرسون ۲۷، ۲۰۰۶: ۳۷). نمره‌ی Z محاسبه شده نشان می‌دهد که در کدام مناطق، داده‌ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه‌بندی شده است. چهارچوب مفهومی این تحلیل این گونه عمل کند 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 همسایه‌ی آن از نظر آماری معنادار باشد. امتیاز Z برای خروجی نهایی زمانی به دست خواهد آمد که مجموع محلی (Local sum) عارضه و همسایه‌ی آن به طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه گردد (گتیس و اورد، ۱۹۹۲: ۱۹۱؛ اورد و گتیس، ۱۹۹۵: ۲۹۰؛ انسلین، ۱۹۹۵: ۱۰۱؛ جیکاس و گرلینگ، ۲۰۰۳: ۲۷؛ زانگ و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۱۷). آماره‌ی گتیس-ارد جی (Getis-Ord G_i^*) به صورت رابطه‌ی (۱۹) محاسبه می‌شود:

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} - x \sum_{i=1}^n w_{i,j}}{\sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}} \quad \text{رابطه‌ی ۱۹}$$

در رابطه‌ی فوق، x_j مقدار خصیصه برای عارضه‌ی j ، $w_{i,j}$ وزن فضایی بین عارضه‌ی i و j و n تعداد کل عارضه‌ها می‌باشد. برای محاسبه‌ی S از رابطه‌ی (۲۰) استفاده می‌شود:

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n x_j^2}{n} - (\bar{x})^2} \quad \text{رابطه‌ی ۲۰} \quad \bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n} \quad \text{رابطه‌ی ۲۱}$$

با توجه به این که G_i^* خود نوعی نمره‌ی Z محسوب می‌شود، از محاسبه‌ی دوباره Z پرهیز شده است.

۳- بحث و نتایج

جدول ۱ بعضی از مشخصات آماری دمای حداکثر ایران را طی ماه‌های مختلف نشان می‌دهد. مطابق این جدول بیش‌ترین میانگین دمای حداکثر کشور با ۳۶/۴۶ میلی‌متر در ماه ژوئیه رخ داده است. کم‌ترین مقدار میانگین ۱۱/۰۲ درجه سانتی‌گراد در ژانویه اتفاق افتاده است. به همین ترتیب بیش‌ترین واریانس یا به عبارتی بیش‌ترین تغییرات دمای حداکثر نیز در ژانویه با ۲۵/۳۲ اتفاق افتاده است. از آنجایی که دما بسته به موقعیت جغرافیایی و شکل شناسی، در برخورد با شرایط متفاوت محلی می‌تواند، نواحی دمای حداکثری متفاوتی ایجاد کند، لذا مقدار دمای حداکثر دارای شاخص‌های آماری متفاوتی خواهد بود. در هر ۱۲ مورد مطالعه اختلاف میانه، میانگین و انحراف از میانگین بیانگر وجود ناهنجاری می‌باشد. همان‌طور که در جدول (۱) نیز مشخص می‌باشد، بیش‌ترین مقدار عددی شاخص g_2 (ضریب درجه‌ی اوج) مربوط به ماه سپتامبر با مقدار (۴۱/۴۷) است. کم‌ترین مقدار عددی متعلق به ماه اوت با مقدار ۷/۸۲ بوده است. ضریب درجه‌ی اوج نشان دهنده‌ی تفاوت مکانی دمای حداکثر در کشور می‌باشد. همان‌طور که در جدول نیز نشان داده شده، در ماه اوت مقدار عددی این شاخص به بالاترین حد خود رسیده است. علت این امر تفاوت مکانی بالای دمای حداکثر در کشور می‌باشد که بیشینه‌ی دمای حداکثری با مقدار ۴۶/۲۹ درجه سانتی‌گراد در اهواز اتفاق افتاده و کمینه‌ی دمای حداکثری با ۲/۳۱ درجه سانتی‌گراد در شمال غرب ایران به نمایندگی ایستگاه تبریز اتفاق افتاده است. در دوره‌ی گرم سال، جلگه‌ی خوزستان به علت استقرار پرفشار جنب حاره‌ای در بالا و سیستم کم فشار حرارتی در سطح زمین، مکیده شدن هوای گرم سرزمین‌های اطراف مانند عربستان به ناحیه، بالاترین دماهای میانگین را دارا است (علیجانی، ۱۳۸۷: ۲۰۷). در دوره‌ی سرد سال منطقه‌ی آذربایجان علاوه بر ارتفاع محل، ورود توده‌های سرد شمال به کاهش دما، کمک بیش‌تری می‌کند (همان، ۷۴).

جدول ۱: مشخصات آماری هر یک ماه‌های دمای حداکثر ایران

نوع آماره	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
واریانس	۲۵/۳۲	۲۴/۳۸	۲۰/۵۰	۱۷/۱۶	۱۶/۵۸	۱۰/۷۹
میانگین	۱۱/۰۲	۱۳/۴۹	۱۸/۲۳	۲۴/۱۰	۲۹/۶۳	۳۴/۵۹
میانه	۹/۵۸	۱۲/۲۳	۱۷/۱۲	۲۳/۲۴	۲۸/۹۹	۳۴/۶۶
انحراف معیار	۵/۰۳	۴/۹۳	۴/۵۲	۴/۱۴	۴/۰۷	۳/۲۸
انحراف از میانگین	۰/۵۹	۰/۰۵۸	۰/۰۵۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۳
کمینه	۲/۳۱	۴/۹۰	۹/۸۲	۱۶/۱۱	۱۹/۹۴	۲۳/۴۷
بیشینه	۲۴/۸۷	۲۵/۰۹	۲۸/۹۹	۳۵/۰۸	۴۱/۱۸	۴۴/۵۹
g1	۰/۵۷۸۶۳	۰/۴۳۱۱۳	۰/۴۴۱۶۰	۰/۳۴۵۲۴	۰/۱۷۲۸۷	-۰/۱۹۱۸۸
g2	۵/۵۸۷۱۶	۵/۳۵۶۹۷	۵/۳۳۴۵۴	۵/۳۹۰۹۹	۵/۴۸۷۷۱	۶/۳۸۲۸
نوع آماره	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
واریانس	۶/۸۲	۶/۱۴	۷/۶۱	۱۲/۹۹	۱۸/۶۶	۲۳
میانگین	۳۶/۴۳	۳۵/۷۹	۳۲/۲۶	۲۶/۴۹	۱۹/۳۵	۱۳/۵۰
میانه	۳۶/۵۹	۳۵/۵۵	۳۲/۰۴	۲۵/۷۰	۱۷/۹۴	۱۲
انحراف معیار	۲/۶۱	۲/۴۷	۲/۷۵	۳/۶۰	۴/۳۱	۴/۷۹
انحراف از میانگین	۰/۰۳۰	۰/۰۲۹	۰/۰۳۲	۰/۰۴۲	۰/۰۵۰	۰/۰۵
کمینه	۲۵/۱۹	۲۵/۱۹	۲۲/۷۷	۱۷/۷۵	۱۱/۶۴	۵/۲۱
بیشینه	۴۶/۲۹	۴۵/۸۹	۴۲/۴۹	۳۵/۹۹	۳۰/۲۷	۲۶/۲۸
g1	-۰/۲۳	۰/۱۰۸۲۵	۰/۱۶۸۸	۰/۴۰۶۴۹	۰/۶۲۷۴۷	۰/۶۷۴۷۴
g2	۷/۷۳	۷/۸۲۷۶۳	۶/۵۱۹۵۳	۵/۴۲۸۷۵	۵/۵۲۷۵۸	۵/۶۴۴۷۶

در قسمت‌های خشک ایران مرکزی حوالی ایستگاه‌های طبس، کاشان و یزد فقر رطوبتی جو(مسعودیان و کاویانی، ۱۳۸۷: ۵۳) و آسمان صاف سبب ورود حداکثر انرژی خورشیدی به زمین می‌شود، هم‌چنین از سوی دیگر ماسه‌زارها و نمک‌زارها به علت گرمای ویژه‌ی کم‌تر، زودتر داغ می‌شود و چون رطوبت خاک نیز بسیار پایین است، قسمت اعظم حرارت تولید شده از طریق حرارت محسوس دفع می‌شود، در نتیجه هوا در طول بسیار گرم می‌شود(علی‌جانی، ۱۳۸۷: ۲۱۱). مقایسه‌ی مقادیر انحراف معیار مندرج در جدول(۱) که به صورت وزنی و بر اساس اطلاعات یاخته محاسبه شده است، نیز به خوبی اختلاف مکانی زیاد دما را در فصل زمستان نشان می‌دهد. اطلاعات بیشتر عددی در جدول شماره‌ی (۱) مشاهده می‌شود.

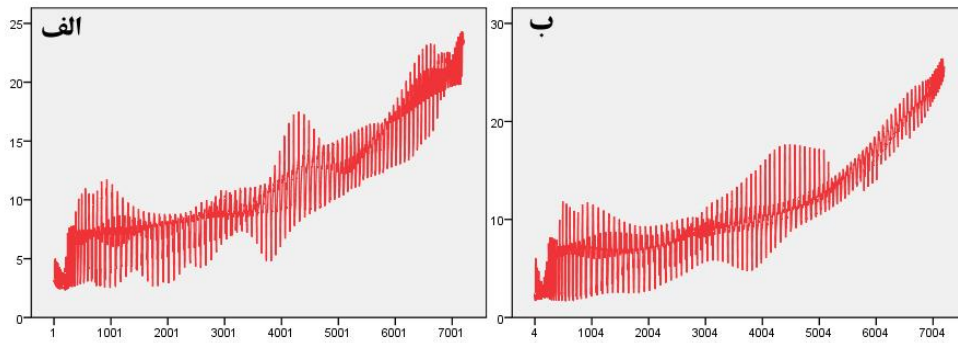
جدول شماره‌ی (۲) مشخصات آماره‌های فضایی دمای حداکثر را طی ماه‌های مختلف نشان می‌دهد. بر اساس شاخص ID ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس بالاترین مقادیر عددی را نشان داده است. این شاخص به خوبی ناهنجاری مکانی دمای حداکثر را کشور نشان داده است؛ به طوری که وقتی در ماه‌های نامبرده در ایستگاه‌های شمال غرب کشور دمای حداکثری ۲ تا ۵ درجه سانتی درجه سانتیگراد را تجربه می‌کند، مناطق جنوب شرق کشور دمای حداکثری ۲۴ تا ۲۶ درجه‌ای ثبت شده است. همان‌گونه که در جدول (۲) نشان داده شده، شاخص ICS برای ماه‌های سرد سال مثبت و برای ماه‌های گرم سال منفی بوده است که تبیین‌کننده‌ی الگوی خوشه‌ای بالای دمای حداکثر در کشور بوده و شاخص‌های GI مؤید همین امر است. شاخص ICF نیز اندازه‌ی خوشه را نشان می‌دهد. هر چه این شاخص به سمت اعداد منفی میل کند، اندازه‌ی هسته‌های تشکیل شده، بزرگ‌تر خواهد شد. در شاخص IP و GI هر چه مقدار عددی

شاخص‌ها به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده‌ی خوشه‌تر بودن داده‌های دمای حداکثر می‌باشد که فصول گرم سال بالاترین مقادیر خوشه‌ای را به خود اختصاص داده است.

جدول ۲: مشخصات آماره های دمای حداکثر ایران

شاخص های پراکندگی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
ID	۲/۲۹	۱/۸۰	۱/۱۲	۰/۷۱	۰/۵۵	۰/۳۱
ICS	۱/۲۹	۰/۸۰	۰/۱۲	-۰/۲۸	-۰/۴۴	-۰/۶۸
GI	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۱۰
ICF	۸/۵۰	۱۶/۷۱	۱۴/۶۵۷	-۸۳/۷۰۰	-۶۷/۳۲	-۵۰/۲۷
IMC	۱۲/۳۲	۱۴/۳۰	۱۸/۳۶	۲۳/۸۲	۲۹/۱۹	۳۳/۹۰
IP	۱/۱۱۷۵۲	۱/۰۵۹۸۲	۱/۰۰۶۸۲	۰/۹۸۸۰۵	۰/۹۸۵۱۵	۰/۹۸۰۱۱
MI	۱/۱۱۷۵۱	۱/۰۵۹۸۱	۱/۰۰۶۸۲	۰/۹۸۸۰۵	۰/۹۸۵۱۵	۰/۹۸۰۱۱
شاخص های پراکندگی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
ID	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۴۹	۰/۹۶	۱/۷۰
ICS	-۰/۸۱	-۰/۸۲	-۰/۷۶	-۰/۵۰	-۰/۰۳۵	۰/۷۰
GI	-۰/۰۰۰۱۱	-۰/۰۰۰۱۱	-۰/۰۰۰۱۱	-۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱۰
ICF	-۴۴/۸۳	-۴۳/۰۱	-۴۲/۲۲	-۵۱/۹۸	-۵۴/۵۳	۱۹/۲۱
IMC	۳۵/۶۲	۳۴/۷۵	۳۱/۵۰	۲۵/۹۸	۱۹/۳۱	۱۴/۲۱
IP	۰/۹۷۷۷۰	۰/۹۷۶۷۵	۰/۹۷۶۳۲	۰/۹۸۰۷۶	۰/۹۹۸۱۵	۱/۰۵۲۰۴
MI	۰/۹۷۷۷۰	۰/۹۷۶۷۶	۰/۹۷۶۳۲	۰۹۸۰۷۷	۰/۹۹۸۱۵	۱/۰۵۲۰۳

آماده‌سازی داده‌ها : روش‌های زمین آمار، زمانی بهینه می‌باشد که داده‌ها به صورت نرمال توزیع شده باشد؛ بنابراین قبل از انجام این روش‌ها، بهتر است هیستوگرام یا نگاره‌های مشابه برای بررسی نرمال بودن و همچنین موقعیت‌یابی مقادیر داده‌ها برای بررسی روندهای عمده، مورد توجه قرار گیرد. در این پژوهش، برای بررسی نرمال بودن داده‌ها، از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف^{۲۸} استفاده گردید. بررسی نتایج حاصل از آزمون $K-S$ با تبدیل داده‌های دمای حداکثر یاخته‌ای به مقیاس لگاریتمی فرض H_0 را با حداکثر اطمینان $0/93$ در مقابل فرض H_1 را رد می‌کنیم. بنابراین فرض نرمال بودن داده‌ها را با تبدیل لگاریتمی می‌پذیریم. برای این‌که از اثرات نامطلوب روند روی برآورد واریوگرام تخمین‌ها کاسته شود، لازم است به نحوی روند مشاهدات حذف شود. بررسی روند در داده‌ها از طریق تحلیل روند در تحلیل‌گر زمین‌آمار^{۲۹} بررسی گردید. سپس با کسر روند در هر یاخته از مقدار مشاهده شده، باقیمانده‌ها را که فاقد روند می‌باشد به جای داده‌های واقعی برای برازش واریوگرام استفاده شد. حذف روند از ابزار روندزدایی نرم افزار GS+ با مقادیر $0/48$ Global و $0/55$ Local استفاده شد. این مقادیر به واسطه‌ی کمترین RMSE و با آزمون مقادیر مختلف انتخاب گردید. شکل (۲) نمودار پراکنش نگار خطای یاخته‌ها را در قبل (شکل الف) و بعد از حذف روند (شکل ب) نمایش می‌دهد. با برازش رویه به پراش نگارها همسانگردی و ناهمسانگردی داده‌ها بررسی شد. نتایج حاکی از آن بوده که رویه‌ی پراش نگار در یک جهت کشیدگی دارد و با توجه به کشیدگی یک‌جهته پراش نگار محیط ناهمسانگرد (از نظر هندسی) تلقی خواهد شد (حسنی‌پاک، ۱۳۸۶: ۱۳۴). چنین ناهمسانگردی از طریق برازش رویه به پراش نگارها بر داده‌های مورد مطالعه مشاهده گردید و در کلیه‌ی روش‌های زمین‌آمار اعمال گردید. این ناهمسانگردی چنین تفسیر می‌شود که با وجود تغییرپذیری یکسان در جهات مختلف، بزرگی محدوده‌ای که در آن داده‌ها از خود ساختار مکانی بروز می‌دهد و با یکدیگر در ارتباط است، در جهات مختلف متفاوت می‌باشد.



شکل ۲: نمودار پراکنش نگار خطای یاخته‌ها قبل از حذف روند (شکل الف) و بعد از حذف روند (شکل ب)

اندازه‌ی شبکه برای انجام روش زمین‌آمار مهم و ضروری می‌باشد. (مسعودیان، ۲۰۰۸: ۷۸) که تحت تأثیر عوامل متعددی نظیر مقیاس، توانایی پردازش رایانه، دقت مکانی، تراکم نمونه‌ها، ساختار خود همبستگی مکانی و پیچیدگی عوارض زمین (هنگل^{۳۰}، ۲۰۰۶: ۱۲۸۳) است. در پژوهش حاضر، اندازه و تعداد گام‌ها با توجه روش مورد استفاده (کریگینگ عمومی) مدّ نظر بوده است. اندازه‌ی گام‌ها، تأثیر مهمّی در شبه واریوگرام دارد. اگر اندازه‌ی گام‌ها بسیار بزرگ باشد، در این صورت خودهمبستگی دامنه‌های کوتاه نادیده گرفته می‌شود. اگر نمونه‌برداری‌ها به صورت شبکه‌ای برداشت شده باشد، در این صورت فاصله‌ی بین شبکه‌ها (نمونه‌ها) معیار مناسبی برای اندازه‌ی گام‌ها می‌باشد. اما در صورتی که داده‌ها به صورت نامنظم و یا تصادفی برداشت شده باشد، تعیین اندازه‌ی گام به این سادگی نیست و می‌بایست مقدار آن برابر با نصف بیش‌ترین فاصله، بین تمام نمونه‌ها در نظر گرفته شود (جانستون^{۳۱} و همکاران، ۲۰۰۳: ۶۶؛ برآویل و لیو^{۳۲}، ۲۰۰۹: ۱۸). برای ایجاد لایه‌ی اطلاعاتی فاصله‌ی ایستگاه‌ها از یک‌دیگر، از تابع تحلیل‌گر مکانی GIS استفاده شده است به طوری که تعداد ۱۲ گام در نظر گرفته شد تا مقدار خودهمبستگی ایستگاه‌ها در کل پهنه‌ی کشور لحاظ گردد. برای ارزیابی روش‌های برآورد از تکنیک‌های متعددی استفاده می‌شود (مارنو و براوو^{۳۳}، ۲۰۰۶: ۲۲۱). در این پژوهش، از دو آماره‌ی R^2 و $RMSE$ استفاده شده است.

$$RMSE = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N (P_i - O_i)^2 \right]^{.5} \quad \text{رابطه‌ی ۲۴}$$

که N تعداد ایستگاه‌های استفاده شده در برآورد و مدل‌سازی، O مقدار دمای کمینه و بیشینه‌ی اندازه‌گیری شده در هر یک از ایستگاه‌ها، P مقدار برآورد شده برای هر یک از ایستگاه‌ها است. نحوه‌ی ارزیابی از طریق آماره‌های فوق، بدین صورت می‌باشد که مقدار نزدیک به صفر در آماره‌ی $RMSE$ ، مقادیر بیش‌تر R^2 بیانگر دقیق‌تر بودن روش مورد استفاده می‌شود. از بین روش‌های مورد استفاده، روش کریگینگ معمولی با بهره‌گیری از متغیر کمکی ارتفاع دارای کم‌ترین مقدار $RMSE$ (۲/۳۵۸۸۲) و بالاترین مقدار R^2 (۰/۹۷) که به عنوان دقیق‌ترین روش از بین روش‌های مورد استفاده در منطقه‌ی مورد مطالعه تشخیص داده شد.

³⁰ Hengl

³¹ Johnston

³² Brovelli & Liu

³³ Moreno & Bravo

۳-۱- تحلیل الگوی تغییرات درون‌سالی دمای حداکثر کشور (دوره‌ی آماری ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ میلادی)

خروجی‌های تحلیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، در جدول (۳) ارائه شده است. به‌طور کلی اگر شاخص موران نزدیک به +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 خواهد بود. خروجی گرافیکی، پراکنده و یا خوشه‌ای بودن داده‌ها را نشان می‌دهد. در موران جهانی، فرضیه‌ی صفر این است که هیچ نوع خوشه‌بندی فضایی بین مقادیر عنصر مرتبط با عوارض جغرافیایی مورد نظر وجود ندارد. حال زمانی که مقدار p -value بسیار کوچک و مقدار Z محاسبه شده (قدر مطلق آن) بسیار بزرگ باشد (خارج محدوده‌ی اطمینان قرار گیرد) آن‌گاه می‌توان فرضیه صفر را رد کرد. اگر شاخص موران بزرگ‌تر از صفر باشد، داده‌ها نوعی خوشه‌بندی فضایی را نشان می‌دهد. اگر مقدار شاخص کم‌تر از صفر باشد، عوارض مورد مطالعه دارای الگوی پراکنده می‌باشد. همان‌طوری که در جدول (۲) مشاهده می‌شود مقدار شاخص موران جهانی برای هر ۱۲ ماه مورد مطالعه بالای ۰/۹۵ می‌باشد. این نکته نشان می‌دهد که بر اساس شاخص موران جهانی، دمای حداکثر در کشور در هر ۱۲ ماه مورد مطالعه، دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد. با این وجود بالاترین شاخص موران جهانی با مقدار ۰/۹۷۳۸۷۶ مربوط به ماه مارس بوده است. آماره‌ی Z برای هر پنج دهه‌ی مورد مطالعه، بالا و بین ۲۵۶ تا ۲۶۲ می‌باشد. بنابراین در مجموع بر اساس موران جهانی می‌توان استنباط نمود که تغییرات درون سالی دمای حداکثر در کشور از الگوی خوشه‌ای بسیار بالا تبعیت می‌کند. بنابراین با توجه به بالا بودن مقدار Z و پایین بودن مقدار ارزشی p -value می‌توان فرضیه‌ی عدم وجود خودهمبستگی فضایی بین داده‌ها در هر پنج دهه‌ی مورد مطالعه را رد نمود. اگر قرار بود دمای حداکثر برای ماه‌های مختلف در کشور طور نرمال در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار ۰/۰۰۱۳۹- را اختیار می‌نمود.

جدول ۳: خروجی آماره‌ی موران به صورت ماهیانه

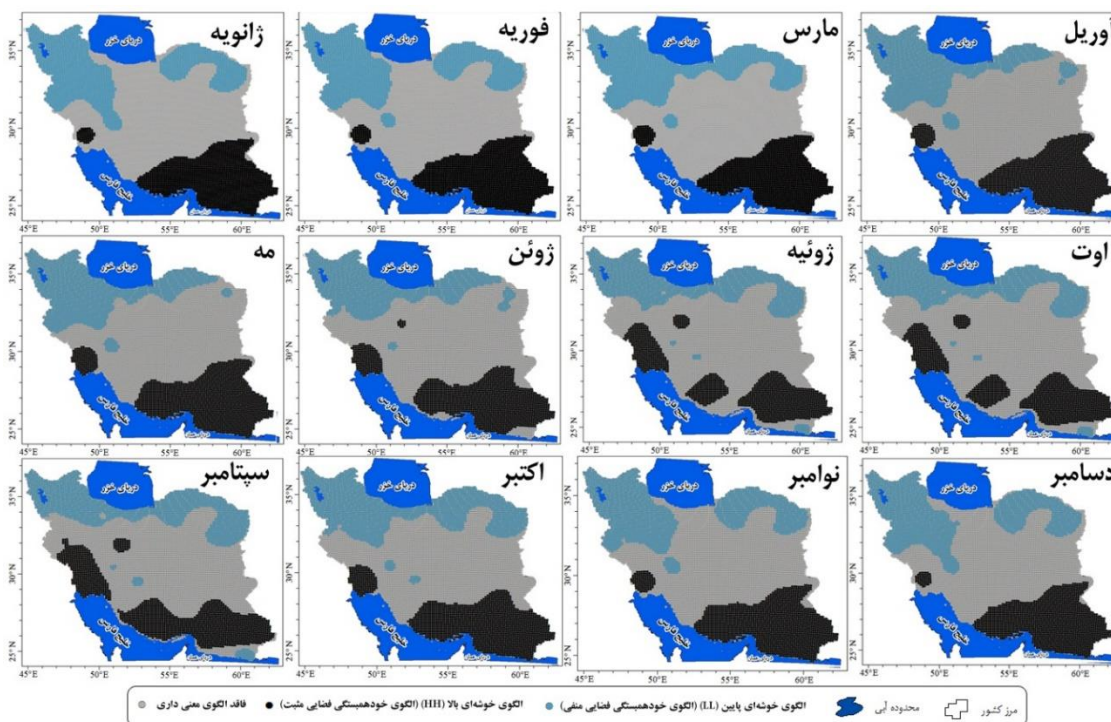
ماه	شاخص موران	شاخص موران مورد انتظار	واریانس	Z-score	p-value	مفهوم سازی رابطه‌ی فضایی	روش اندازه-گیری
ژانویه	۰/۹۷۰۹۶۷	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۱/۹۵۲۹۶۳	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
فوریه	۰/۹۷۳۲۰۲	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۲/۵۵۱۷۸۱	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
مارس	۰/۹۷۳۸۷۶	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۲/۷۳۳۲۲۷	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
آوریل	۰/۹۷۳۶۵۲	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۲/۶۷۳۷۰۲	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
مه	۰/۹۷۲۹۲۰	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۲/۴۷۸۱۰۸	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
ژوئن	۰/۹۶۲۲۹۷	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۹/۶۲۸۷۷۹	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
ژوئیه	۰/۹۵۱۶۳۹	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۶/۷۷۵۸۴۳	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
اوت	۰/۹۵۳۵۳۸	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۷/۲۹۱۵۶۰	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
سپتامبر	۰/۹۶۲۱۹۹	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۹/۶۰۴۶۸۹	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
اکتبر	۰/۹۷۰۲۳۴	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۱/۷۵۲۳۳۶	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
نوامبر	۰/۹۷۲۱۵۷	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۲/۲۷۲۸۲۹	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی
دسامبر	۰/۹۷۱۳۸۵	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۲/۰۶۶۹۳۹	۰	مربع معکوس فاصله	اقلیدسی

همان‌طوری که مشاهده شد خودهمبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. به همین دلیل برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر توزیع دمای حداکثر ایران، طی دهه‌های مورد مطالعه از موران محلی استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحلیل نشان می‌دهد که آیا عوارض به صورت تصادفی، پراکنده و یا خوشه‌ای در فضا توزیع شده است؟ اگر مقدار I مثبت باشد، بدین معناست که عارضه‌ی مورد نظر، توسط عوارض مشابه خود احاطه شده است. بنابراین عارضه‌ی گفته شده، بخشی از آن خوشه می‌باشد. اگر مقدار I منفی باشد، به معنای آن

است که عارضه‌ی مورد نظر، توسط عارضه‌ی نامشابه محاصره شده است. این نوع عارضه در حقیقت ناخوشه نامیده می‌شود. مقداری ارزشی حاصل از این آماره در چارچوب امتیاز استاندارد محاسبه شده و p -value قابل تفسیر و تحلیل است. در این آماره HH بیانگر خوشه‌های مقدار زیاد یا خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح ۹۹ درصد اطمینان، LL بیانگر خوشه‌های مقادیر کم یا خود همبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد اطمینان، HL نشانگر ناخوشه‌ای بودن است که در آن یک مقدار زیاد توسط مقادیر کم محاصره شده است. و LH تک‌سلول‌هایی را که در آن عارضه دارای مقدار کم، توسط عوارض دارای مقادیر زیاد محاصره شده و از نظر آماری معنادار (سطح ۵ درصد) است از یک‌دیگر متمایز می‌گرداند. در شکل (۵) مناطق بارنگ سیاه پررنگ، خوشه‌های بالا (HH) و مناطق بارنگ آبی پررنگ، خوشه‌های پایین (LL) را نشان می‌دهد که از نظر آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار بوده و از یک‌دیگر متمایز شده است. مناطق خاکستری از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد، به عبارت دیگر در این مناطق هیچ نوع الگویی حاکم نبوده و بنابراین فاقد الگوی خودهمبستگی فضایی بوده است. این وضعیت در ماه ژانویه به‌عنوان نماینده‌ی فصل زمستان ۴۹/۴۴ درصد از مساحت کشور دیده می‌شود. فقط ۲۴/۶۲ درصد از مساحت کشور که بیش‌تر در جنوب شرق، جنوب و جنوب غرب کشور، دارای الگوی خوشه‌ای بالا (خودهمبستگی فضایی مثبت) بوده است جدول (۴). الگوهای خوشه‌ای پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) در ۲۴/۶۲ درصد از مساحت کشور به‌صورت لکه‌های سرد در نواحی شمال غرب تا زاگرس چهارمحال بختیاری وجود دارد. در ماه آوریل به‌عنوان نماینده‌ی فصل بهار، الگوی خوشه‌ای پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) ۲۵/۲۹ درصد از مساحت کشور، الگوی خوشه‌ای بالا (خودهمبستگی فضایی مثبت) ۲۴/۳۳ درصد از مساحت کشور و مناطق فاقد الگوی خودهمبستگی فضایی، ۵۰/۳۸ درصد از مساحت کشور را تحت سیطره‌ی خود داده است. در ماه ژوئیه به‌عنوان نماینده‌ی فصل تابستان، الگوی خوشه‌ای بالا ۲۱/۵۸ درصد، الگوی خوشه‌ای پایین ۲۱/۹۰ درصد و مناطق فاقد الگوی خودهمبستگی فضایی، ۵۶/۵۲ درصد از مناطق کشور را پوشش داده است. در ماه نوامبر به‌عنوان نماینده‌ی فصل پاییز، الگوی خوشه‌ای بالا و الگوی خوشه‌ای پایین به ترتیب ۲۶ و ۲۵/۱۳ درصد از مناطق کشور و مناطق فاقد الگوی خودهمبستگی فضایی ۴۸/۸۷ درصد از کل مساحت کشور را به خود اختصاص داده است جدول (۴). همان‌طور که ملاحظه می‌شود، خوشه‌های بالا (HH) به صورت جزیره‌ای در جنوب شرق، جنوب، جنوب غرب و ایران مرکزی مکان‌گزینی کرده است. مناطق خوشه‌ای پایین بیش‌تر منطبق بر نواحی نوار زاگرس، شمال غرب، شمال شرق و سواحل شمالی می‌باشد. به‌طور کلی بر اساس شکل (۵) نواحی که در بالا بدان اشاره شد، هسته‌های مشخص داغ و سرد کشور را تشکیل می‌دهد. اثر ارتفاعات البرز، زاگرس و ارتفاعات شمال خراسان در کاهش دما در تمام نقشه‌ها به‌طور کامل نمایان است. در ماه‌های فصل سرد به خصوص فصل زمستان هم‌زمان با سرما و یخبندان در ارتفاعات و عرض‌های بالا، در عرض‌های پایین و سواحل خلیج فارس و دریای عمان هوای معتدل‌تری حاکم است. از این رو اختلاف دما در کشور در این فصل از سال (ماه ژانویه) به بیش‌ترین حد خود می‌رسد (۲۲/۵۶ درجه سلسیوس) رجوع شود به جدول شماره‌ی (۱). در فصل زمستان سواحل دریای عمان به دلیل تابش عمودی‌تر خورشید (۲۴/۲۸ درجه‌ی سلسیوس به نمایندگی ایستگاه چابهار)، در مقایسه با جلگه‌ی خوزستان (۱۷/۴۹ درجه‌ی سلسیوس به نمایندگی ایستگاه اهواز). در مجموع، از جنوب به شمال و از شرق به غرب از مقدار دمای در کشور کاسته می‌شود (علیجانی، ۱۳۸۷: ۵۱).

جدول ۴: درصد مساحت تحت پوشش الگوی حاصل از شاخص موران محلی

نوع الگوی دمایی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۴/۶۲	۲۵/۷۰	۲۵/۰۸	۲۵/۲۹	۲۷/۲۰	۲۴/۸۲
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۲۵/۹۴	۲۶/۳۷	۲۷/۲۰	۲۴/۳۳	۲۳/۷۸	۲۱/۰۶
الگوی خوشه‌ای بالا در کنار	-	-	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای پایین (HL)	-	-	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای پایین در کنار	-	-	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای بالا (LH)	-	-	-	-	-	-
فاقد الگو	۴۹/۴۴	۴۷/۹۳	۴۷/۷۲	۵۰/۳۸	۴۹/۰۲	۵۴/۱۲
نوع الگوی دمایی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۱/۵۸	۲۴/۹۷	۲۵/۳۹	۲۵/۰۹	۲۵/۱۳	۲۴/۵۶
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۲۱/۹۰	۲۲/۴۹	۲۳/۸۴	۲۶/۵۷	۲۶	۲۶/۹۶
الگوی خوشه‌ای بالا در کنار	-	-	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای پایین (HL)	-	-	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای پایین در کنار	-	-	-	-	-	-
الگوی خوشه‌ای بالا (LH)	-	-	-	-	-	-
فاقد الگو	۵۶/۵۲	۵۲/۵۴	۵۰/۷۷	۴۸/۳۴	۴۸/۸۷	۴۸/۴۸



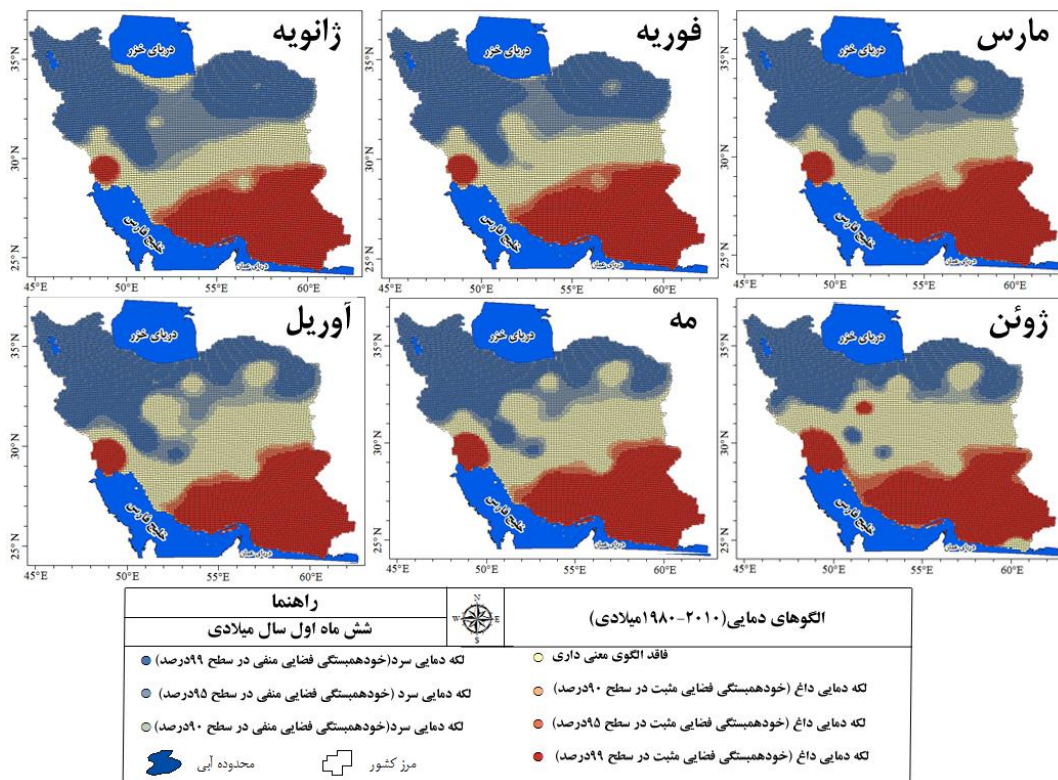
شکل ۵: نتایج حاصل از پراکنش الگوی موران محلی برای دمای حداکثر ماهیانه (۱۹۸۰-۲۰۱۰ میلادی)

با توجه به آن چه تا کنون گفته شد، آن دسته از نواحی کشور که دمای حداکثر آن‌ها دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های پردهای حداکثر) و منفی (خوشه‌های کم دمای حداکثر) بودند مشخص گردید، اما به منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های با ارزش بالا و پایین از شاخص GI^* یا $HotSpot$ استفاده شده است که نتایج آن در شکل ۶ و ۷ و جدول ۵ ارائه شده است. آماره GI^* که برای هر عارضه موجود در داده‌های محاسبه می‌شود، نوعی امتیاز Z است. برای امتیاز Z مثبت و معنا دار از نظر آماری، هر چه امتیاز Z بزرگ‌تر باشد، مقادیر بالا به

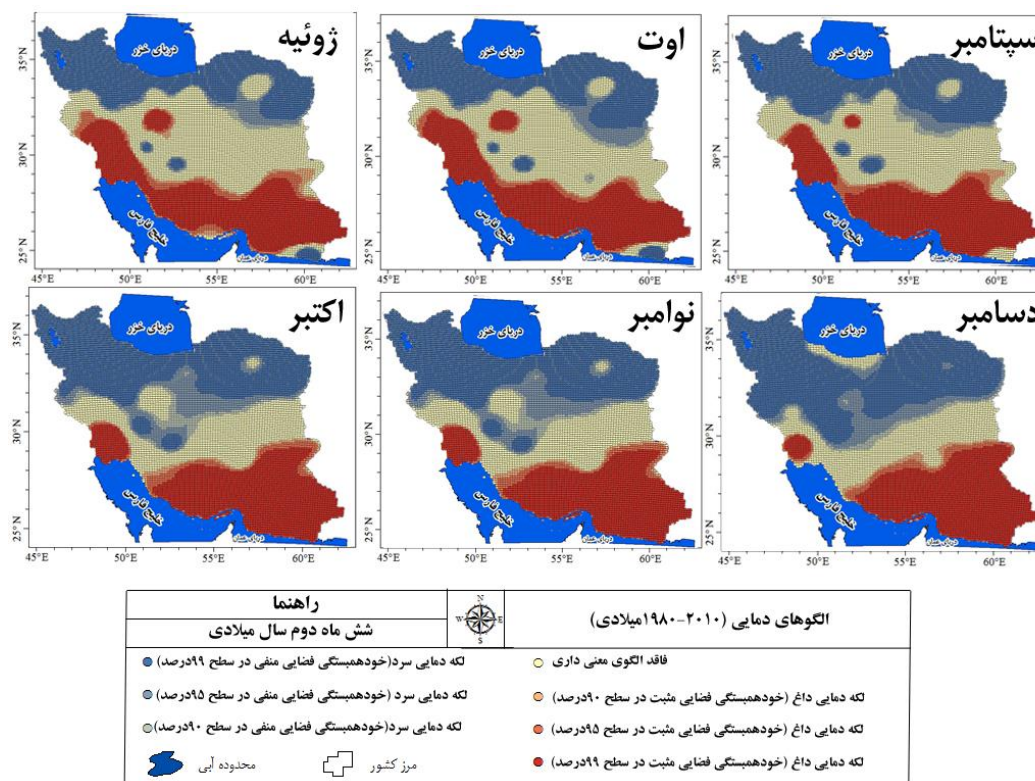
میزان زیادی خوشه‌بندی شده و مناطق پرده‌مای حداکثر تشکیل می‌دهد. برای امتیاز Z منفی و معنادار از نظر آماری هر چه امتیاز Z کوچک‌تر باشد، به معنای خوشه‌بندی شدیدتر مقادیر پایین خواهد بود و این‌ها در حقیقت مناطق کم دمای حداکثر را نشان می‌دهد. بر این اساس نواحی کوهستانی و مرتفع ایران شامل قسمت اعظم استان‌های آذربایجان شرقی و غربی، کردستان، زنجان، قزوین، بیجار، مناطق کوهستانی غرب کشور، خوانسار، گلپایگان، تویسرکان، ملایر، اراک، همدان، کرمانشاه و هم‌چنین مناطق کوهستانی البرز از طالقان تا الموت و دماوند، خراسان شمالی، خراسان رضوی تا مناطق شمالی خراسان جنوبی تحت سیطره‌ی الگوی های دمای سرد قرار دارد. با توجه به شکل‌های ۶ و ۷ از جنوب شرق تا جنوب غرب کشور تحت سیطره‌ی لکه‌های کم دمای حداکثر قرار دارد. این مناطق، شامل قسمت اعظم سواحل دشتیاری تا تنگه‌ی هرمز پس از آن ایران مرکزی، کرانه‌های خلیج فارس و دشت‌های ساحلی را شامل می‌گردد. جدول ۵ درصد مناطق تحت نفوذ هر یک از الگوهای دمایی کشور را در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ برای هرماه میلادی نشان می‌دهد. تغییرپذیری زمانی و مکانی دماهای میانگین حداکثر در ایستگاه‌های نواحی کوهستانی عرض‌های بالاتر، زیاد و در مناطق پست سواحل جنوب کم بوده است. بر اساس نظریات علیجانی (۱۳۸۷: ۵۶) تغییر زیاد دما در مناطق کوهستانی عرض‌های بالا به دلیل تنوع توده‌های هواهای ورودی و وضعیت متجانس‌تر دمایی در عرض‌های پایین‌تر به خصوص در تابستان، به دلیل حضور پرفشار جنب حاره‌ی آزر، است شکل (۵ و ۶) ماه ژانویه که بیش‌ترین تغییرات دمایی در کشور را دارا می‌باشد، به عنوان نماینده‌ی فصل زمستان انتخاب شده است، بر این اساس لکه‌های داغ دمایی در سطوح اطمینان سه‌گانه ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد در مجموع ۳۳/۰۲ درصد از کل مساحت کشور را به خود اختصاص داده است، در همین ماه از سال لکه‌های سرد دمایی در کشور در مجموع ۴۸/۴۵ درصد از مساحت کشور را اشغال کرده است (جدول ۴). در همین فصل از سال ۱۸/۵۳ درصد از مناطق کشور هیچ نوع الگوی معنی‌داری از نظر آماری مشاهده نشده است. ماه مه به عنوان نماینده‌ی فصل بهار انتخاب شده است؛ بر این اساس مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح اطمینان ۹۹ درصد ۲۹/۷۵ درصد و مناطقی با سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد به ترتیب ۲/۷ و ۱/۷۲ درصد از مناطق کشور را تحت تأثیر خود قرار داده است. مناطقی با خود همبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد یا به عبارتی مناطقی که با عنوان لکه‌ی دمای سرد منفی در سطح ۹۹ درصد برای این ماه از سال شناسایی شده ۲۹/۴۶ درصد از مناطق کشور را شامل تشکیل داده است. هم‌چنین مناطقی که دما در آن‌ها از نظر آماری معنی‌دار نبوده است، نسبت به میانگین فصل زمستان (۲۰/۰۹ درصد) رشد ۴/۸۸ درصدی داشته و به ۲۴/۹۷ درصد رسیده است. ماه ژوئیه به نمایندگی فصل تابستان انتخاب شده است. ژوئیه گرم‌ترین ماه سال می‌باشد، در این ماه از سال مناطق فاقد آماری به بیش‌ترین مقدار عددی در طول سال (۳۲/۳۴ درصد) رسیده است که این امر نشان دهنده‌ی تفاوت بالای مکانی دما در کشور می‌باشد. مناطق با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطوح سه‌گانه‌ی اطمینان در ماه ژوئیه ۳۶/۷۱ درصد و مناطقی با خودهمبستگی فضایی منفی در سطوح سه‌گانه‌ی اطمینان ۳۰/۹۵ درصد از مساحت کشور را اشتغال کرده است. ماه دسامبر به عنوان نماینده‌ی فصل پاییز، بیش‌ترین تفاوت مکانی دما (۲۱/۰۷ درجه سلسیوس) در فصل پاییز را دارد (جدول ۱). در این ماه از سال مناطقی با خود همبستگی فضایی منفی در سطح اطمینان ۹۹ درصد یا عبارتی دیگر مناطقی با لکه‌ی دمای سرد با اطمینان ۹۹ درصد به بیش‌ترین مقدار ممکنه‌ی خود در بین ماه‌های سال (۳۹/۲۵ درصد) رسیده است. از سوی دیگر مناطقی که دماهای بیشینه در آن‌ها از نظر آماری معنی‌دار نبوده است، نیز به کم‌ترین مقدار (۱۸/۵۲ درصد) رسیده است. هم‌چنین لکه‌های داغ دمایی (مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطح اطمینان ۹۹ درصد) ۳۲/۱۲ درصد از مناطق کشور را اشغال کرده است. بر اساس مطالعات مسعودیان (۱۳۹۰: ۶۵) دماهای بیشینه به طور عمده، تحت تأثیر اثر گلخانه‌ای رطوبت جوّی و فقر ابرناکی در بخش‌های کویری کشور بوده، به همین دلیل به طور تقریبی در سراسر سال، سواحل جنوب که جوّی سرشار از رطوبت دارد و دشت لوت و دشت کویر به دلیل فقر ابرناکی، بالاترین دمای بیشینه‌ی کشور را دارد. در عین حال باید توجه داشت که تغییرات دمای بیشینه، تابعی از زاویه‌ی خورشید است و الگوی زنگدیزی دارد.

جدول ۴: درصد مناطق تحت پوشش آماره گیتس-اورد جی استار (الگوی HotSpot)

نوع لکه دمایی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
لکه‌ی دمایی سرد در سطح: ۹۹٪	۳۴/۲۳	۳۴/۳	۳۳/۵۲	۳۰/۶۳	۲۹/۴۶	۲۵/۶۵
لکه‌ی دمایی سرد در سطح: ۹۵٪	۱۱/۱۳	۸/۰۵	۸/۳۳	۷/۴۴	۷/۱۳	۴/۵۳
لکه‌ی دمایی سرد در سطح: ۹۰٪	۳/۰۹	۳/۱۷	۳/۶۸	۵/۲۸	۴/۲۷	۳/۳۴
فاقد الگوی معناداری٪	۱۸/۵۳	۲۰	۲۱/۷۶	۲۴/۷۶	۲۴/۹۷	۲۹/۸۵
لکه‌ی دمایی گرم در سطح: ۹۰٪	۲/۳	۲/۱۱	۱/۸۶	۱/۴۵	۱/۷۲	۲/۳
لکه‌ی دمایی گرم در سطح: ۹۵٪	۳/۰۲	۳/۶۴	۲/۸۲	۲/۴۴	۲/۷	۴/۶۱
لکه‌ی دمایی گرم در سطح: ۹۹٪	۲۷/۷۰	۲۸/۷۳	۲۸/۰۳	۲۸	۲۹/۷۵	۲۹/۷۲
نوع لکه‌ی دمایی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
لکه‌ی دمایی سرد در سطح: ۹۹٪	۲۴/۹۴	۲۶/۷۶	۲۸/۳۶	۳۳/۶۹	۳۳/۶۹	۳۹/۲۵
لکه‌ی دمایی سرد در سطح: ۹۵٪	۴/۱۱	۵/۲۳	۴/۶۲	۸/۷۳	۸/۷۳	۷/۵۹
لکه‌ی دمایی سرد در سطح: ۹۰٪	۱/۹	۲/۴	۲/۶۹	۳/۷۴	۳/۷۳	۲/۵۲
فاقد الگوی معناداری٪	۳۲/۳۴	۳۰/۴	۳۰/۰۱	۲۰/۵۹	۲۰/۵۹	۱۸/۵۲
لکه‌ی دمایی گرم در سطح: ۹۰٪	۲/۸۳	۱/۶۶	۲	۱/۶۲	۱/۶۲	۱/۷۵
لکه‌ی دمایی گرم در سطح: ۹۵٪	۴/۹۶	۳/۴۶	۳/۳۸	۳/۲۶	۳/۲۶	۲/۹۶
لکه‌ی دمایی گرم در سطح: ۹۹٪	۲۸/۹۲	۳۰/۰۹	۲۸/۹۲	۲۸/۳۷	۲۸/۳۸	۲۷/۴۱



شکل ۵: نتایج حاصل از پراکنش آماره‌ی گیتس-اورد جی استار (الگوی HotSpot) برای دمای حداکثر شش ماه اول سال میلادی



شکل ۶- نتایج حاصل از پراکنش آماری گیتس-اورد جی استار (الگوی HotSpot) برای دمای حداکثر شش ماه دوم سال میلادی

۴- نتیجه‌گیری

ایران به دلیل گستردگی زیاد به لحاظ طول و عرض جغرافیایی، وجود پیکربندی ناهم‌واری‌ها و قرارگیری در معرض یورش توده‌های هوا، از نظر دمای حداکثری شرایط ویژه‌ای دارد. ساختار کلی دمای حداکثر در ایران تحت تأثیر عرض جغرافیایی، ارتفاع و توده‌های هوا قرار دارد، به طوری که با تغییر هر یک از این عوامل دمای حداکثر نیز تغییر خواهد کرد. به عبارت دیگر، شرایط کلی دمای حداکثر تابعی از عرض جغرافیایی و ارتفاع است و عوامل دیگری مانند پهنه‌های آبی و پوشش سطح زمین که از آن‌ها با عنوان عوامل محلی یاد می‌شود، در شکل‌گیری دمای حداکثر ایران نقش دارد. یکی از شاخه‌های جالب و در حال پیشرفت آمار، آمار فضایی می‌باشد. تحلیل‌های سنتی و رایج در سامانه‌های اطلاعات جغرافیایی در اغلب موارد شامل جست‌وجوی فضایی، روی هم قرار دادن لایه‌ها، تحلیل حریم مناطق، تحلیل مجاورت و ترکیب لایه و اموری از این دست بوده است. در این بین آمار فضایی، به عنوان روشی نوین و پیشرفته در مطالعاتی که فضا و مکان بعد بسیار مهمی تلقی می‌شود، بهترین گزینه برای مطالعه رفتار پدیده‌هاست. آمار فضایی علاوه بر درک بهتر رفتار پدیده‌ها، ما را در شناسایی الگوها و روندهای موجود در پدیده‌های جغرافیایی و کشف دلایل آن‌ها و هم-چنین توزیع پدیده‌های متعدد در فضا کمک می‌نماید. در پژوهش حاضر به تحلیل مکانی-زمانی دمای حداکثر ایران با استفاده از روش نوین آمار فضایی پرداخته شده است. بدین منظور از روش‌های خوشه‌بندی بالا و پایین، موران محلی و جهانی، لکه‌های داغ و تحلیل خوشه و ناخوشه بهره گرفته شده است. مطالعه‌ی حاضر کانون توجه خود را بر این فرض قرار داده که دمای حداکثر در ایران از الگوی خوشه‌ای تبعیت می‌نماید و الگوی توزیع دمای حداکثر نیز خود تابعی از شرایط داخلی و خارجی است. برای نیل به این هدف از آمار میانگین دمای ماهیانه ۱۲۵ ایستگاه همدید کشور طی دوره‌ی آماری ۱۹۸۰-۲۰۱۰ استفاده شد. سپس برای اعمال روش‌های مورد استفاده در این پژوهش، از قابلیت‌های برنامه‌نویسی زبان متلب و سیستم اطلاعات جغرافیایی بهره گرفته شد. نتایج حاصل از روش موران جهانی، نشان داد که

تغییرات درون‌سالی دما در ایران، از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند. بر اساس تحلیل‌های خودهمبستگی فضایی، نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی در هر ۱۲ ماه مربوط به قسمت‌هایی از شمال غرب، شمال شرق و نوار زاگرس بوده است. نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت، اغلب در کرانه‌های جنوبی خلیج فارس و دریای عمان قرار گرفته است. در هر ۱۲ ماه سال، مساحت بالایی از کشور فاقد الگوی خودهمبستگی فضایی معنی‌دار بوده است. تحلیل‌های فضایی نشان داد که الگوهای دمای حداکثری ایران در قالب دو لکه دمای حداکثری به صورت جزیره‌ای در جنوب شرق، جنوب، جنوب غرب و ایران مرکزی مکان‌گزینی کرده است. مناطق خوشه‌ای پایین بیش‌تر منطبق بر نواحی نوار زاگرس، شمال غرب، شمال شرق و سواحل شمالی می‌باشد. این نواحی هسته‌های مشخص داغ و سرد کشور را تشکیل می‌دهد. نتایج حاصل از بررسی‌ها نشان داد که اثر عرض جغرافیایی و ارتفاع در توزیع دمای حداکثری کشور به طور کامل مشهود است. نتایج این مطالعه با بخشی از یافته‌های قبلی که دماهای حداکثر کشور را مورد بررسی قرار داد (علیجانی، ۱۳۸۷: ۵۰-۶۴؛ مسعودیان و کاویانی، ۱۳۸۷: ۵۳-۶۶؛ مجرد و بساطی، ۱۳۹۳: ۱۲۹-۱۵۲) همخوانی دارد. از آنجایی که این مطالعه، آمار فضایی را به عنوان ابزار تجزیه و تحلیلی خود انتخاب کرده است، با اطمینان بیشتری می‌توان در رابطه با تغییرات زمانی و مکانی دماهای بیشینه‌ی کشور بحث کرد. نتایج پژوهش حاضر می‌تواند الگوی مناسبی برای سایر مطالعات فراسنج‌های اقلیمی باشد. چرا که رویکرد آمار کلاسیک نمی‌تواند تبیین‌گر درست رفتار مکانی-زمانی فراسنج‌های اقلیمی باشد.

۵- منابع

۱. حسنی‌پاک، علی اصغر (۱۳۸۶)، زمین‌آمار (ژئواستاتستیک)، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، تهران.
۲. رحیم زاده، فاطمه، عسگری، احمد (۱۳۸۳)، نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه روزی دما در کشور، تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۳، صص ۱۵۵-۱۷۱.
۳. عزیززی، قاسم، روشنی، محمود (۱۳۸۷)، مطالعه‌ی تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من-کندال، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۳-۲۸.
۴. علیجانی، بهلول (۱۳۸۷)، آب و هوای ایران، چاپ هشتم، انتشارات دانشگاه پیام نور، تهران.
۵. علیجانی، بهلول، کاویانی، محمدرضا (۱۳۷۱)، مبانی آب و هواشناسی، انتشارات سمت، تهران.
۶. مجرد، فیروز، بساطی، سعید (۱۳۹۳)، واكویی تغییرات زمانی و مکانی دماهای حداکثر ایران، مدرس علوم انسانی- برنامه‌ریزی و آمایش فضا، دوره‌ی هجدهم، شماره ۲، صص ۱۲۹-۱۵۹.
۷. محمدرضایی، شهریار (۱۳۸۲)، رویکرد سیستمی به تجزیه و تحلیل اکوسیستم‌ها، سازمان حفاظت محیط‌زیست، تهران.
۸. مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۹۰)، آب و هوای ایران، انتشارات شریعی توس مشهد، چاپ اول، مشهد.
۹. مسعودیان، ابوالفضل (۱۳۸۴)، بررسی روند دمای ایران در نیم‌سده‌ی گذشته، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره‌ی ۵۴، صص ۲۹-۴۵.
۱۰. مسعودیان، ابوالفضل، کاویانی، محمدرضا (۱۳۸۷)، اقلیم شناسی ایران، انتشارات دانشگاه اصفهان، اصفهان.
11. 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.
12. AGHABOZORGI, s., SAYBANI m., WAH, t. (2012), Incremental Clustering of Time-Series by Fuzzy Clustering, *JOURNAL OF INFORMATION SCIENCE AND ENGINEERING* 28, 671-688 (2012).
13. Anderson, G. B., Bell, M. L., & Peng, R. D. (2013). Methods to calculate the heat index as an exposure metric in environmental health research. *Environmental health perspectives*, 121(10), 1111.
14. Anselin L (1995). Local indicators of spatial association: LISA. *Geogr Anal* 27(2):93-115.
15. 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, pp.73-89.

16. 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.
17. Brovelli, M., A, and Liu, X (2009). GIS3 Exercise- Spatial Interpolation, GIS and Theory of Errors Group.
18. Burns, D. A., Klaus, J., & McHale, M. R. (2007). Recent climate trends and implications for water resources in the Catskill Mountain region, New York, USA. *Journal of Hydrology*, 336(1), 155-170.
19. David, F. N., & Moore, P. G. (1954). Notes on contagious distributions in plant populations. *Annals of Botany*, 18(1), 47-53.
20. 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.
21. Diffenbaugh, N. S., J. S. Pal, F. Giorgi, and G. Xuejie (2007), Heat stress intensification in the Mediterranean climate change hotspot, *Geophys. Res. Lett.*, 34, L11706, doi: 10.1029/2007GL030000.
22. Diggle, P.J., (2003). *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*, second ed. Academic Press, London. GCOS, 2007. GCOS Upper-Air Network (GUAN): Justification, Requirements, Siting and Instrument Options. GCOS-112, WMOTD 1379.
23. Douglas, J. B. (1975). Clustering and aggregation. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B*, 398-417.
24. El Kenawy, A., López-Moreno, J. I., & Vicente-Serrano, S. M. (2012). Trend and variability of surface air temperature in northeastern Spain (1920–2006): linkage to atmospheric circulation. *Atmospheric Research*, 106, 159-180.
25. Founda, D., Papadopoulos, K. H., Petrakis, M., Giannakopoulos, C., & Good, P. (2004). Analysis of mean, maximum, and minimum temperature in Athens from 1897 to 2001 with emphasis on the last decade: trends, warm events, and cold events. *Global and Planetary change*, 44(1), 27-38.
26. Getis A, Aldstadt J (2004) Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. *Geogr Anal* 36(2):90-104.
27. Getis A, Ord JK (1992), the analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geogr Anal* 24(3):189-206.
28. Green, R. H. (1966). Measurement of non-randomness in spatial distributions. *Researches on Population Ecology*, 8(1), 1-7.
29. Griffith, D., (1987), *spatial Autocorrelation: A Primer*. Resource Publication in Geography, Association of American geographers.
30. Hengl, T (2006). Finding the right pixel size. *Computers & geosciences*, 32 (9).
31. Holdaway, M. R. (1996). Spatial modeling and interpolation of monthly temperature using kriging. *Climate Research*, 6(3), 215-225.
32. 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. Doi: 10.1007/s10584-009-9664-5.
33. Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., and Stoyan, D. (2008). *Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns*. John Wiley and Sons, Chichester.
34. Jacquez GM, Greiling DA (2003) Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island, New York. *Int J Health Geographics* 2:3.
35. Johnston, K, Ver Hoef, J .M, Krivoruchko, K, Lucas, N, and Magri, A (2003). *ArcGIS, Geostatistical Analyst*, ESRI, USA.
36. Kendall, W. S. (1998). Perfect simulation for the area-interaction point process. In L. Accardi and C.C. Heyde, editors, *Probability Towards 2000*, pages 218–234. Springer Lecture Notes in Statistics 128, Springer Verlag, and New York.
37. Kim, S., & Singh, V. P. (2014). Modeling daily soil temperature using data-driven models and spatial distribution. *Theoretical and Applied Climatology*, 1-15.

38. Kuglitsch, F. G., A. Toreti, E. Xoplaki, P. M. Della-Marta, C. S. Zerefos, M. Türkeş, and J. Luterbacher (2010), Heat wave changes in the eastern Mediterranean since 1960, *Geophys. Res. Lett.*, 37, L04802, doi:10.1029/2009GL041841.
39. Levine N (1996) spatial statistics and GIS: software tools to quantify spatial patterns. *JAM Plann Assoc* 62(3):381-391.
40. Lloyd, M. (1967). Mean crowding. *The Journal of Animal Ecology*, 1-30.
41. Masoodian, S. A (2008). On Precipitation Mapping in Iran, *Journal of Humanities The University of Isfahan*, Vol 30, No 2, 69-80.
42. Mitchell A (2005) *The ESRI guide to GIS analysis, volume 2: spatial measurements and statistics*. ESRI, Redlands [CA].
43. Moller, j. (2008) *Handbook of Spatial Statistics*, John Wiley and Sons, Chichester.
44. Moreno, J. I. L., and Bravo, D. N (2006). Interpolating Local Snow Depth Data: An Evaluation of Methods, *Hydrological Processes*, 20.
45. Morisita, M. (1959). Measuring of the dispersion of individuals and analysis of the distributional patterns. *Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ. Ser. E*, 2(21), 5-235.
46. Nel W.P., Cooper C.J., (2009), Implications of fossil fuel constraints on economic growth and global warming, *Energy Policy*, 37, 166-180.
47. 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.
48. Ord JK, Getis A (1995) Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application. *Geogr Anal* 27(4):287-306.
49. Ripley, B. D. (1977). Modelling spatial patterns. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 172-212.
50. Rogerson, P.A., (2006), *Statistics Methods for Geographers: students Guide*, SAGE Publications. Los Angeles, California.
51. Sonali, P., & Nagesh Kumar, D. (2013). Review of trend detection methods and their application to detect temperature changes in India. *Journal of Hydrology*, 476, 212-227.
52. Waagepetersenand, R., and Schweder, T. (2006). Likelihood-based inference for clustered line transect data. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*, 11:264-279.
53. 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.
54. Wheeler D, Paéz A (2009) Geographically Weighted Regression. In Fischer MM, Getis A (eds) *Handbook of applied spatial analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York, pp.461-486.
55. Wu, T., & Li, Y. (2013). Spatial interpolation of temperature in the United States using residual kriging. *Applied Geography*, 44, 112-120.
56. 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.