فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، سال سی و دوم، شماره اول،بهار ۱۳۹٦، شماره پیاپی ۱۲٤

مهدی اسدی*، دانشجوی دکتری آب و هواشناسی کشاورزی، گروه جغرافیا، دانشگاه حکیم سبزواری
دکترمختار کرمی، استادیار اقلیم شناسی، گروه جغرافیا، دانشگاه حکیم سبزواری

M. Asadi
Dr. M. Karam
Asadimehdi11@yahoo.com

بازنمایی تغییرپذیری دما در استان فارس با استفاده از آمار فضایی

دریافت مقاله:۹۵/۱۰/۷ **پذیرش نهایی:۹۶/۱/۳۰**

چکیده

به منظور شناسایی تغییرات مکانی و زمانی خودهمبستگی فضایی خوشه‌های دمایی استان فارس، ابتدا اقدام به تشکیل پایگاه داده‌های شبکه‌ای دمای بیشینه و کمینه استان فارس شده است. سپس از داده‌های پایگاه مزبور یک دوره آماری ۳۳ ساله، در بازه زمانی روزانه از ۱۹۸۰/۰۱/۱ تا ۲۰۱۲/۱۲/۳۱ میلادی را مبنای مطالعه حاضر قرار داده و یاخته‌ای به ابعاد ۱۸×۱۸ کیلومتر بر منطقه مورد مطالعه گسترانیده شده است. به‌منظور دست‌یابی به تغییرات درون سالی خوشه‌های دمایی استان فارس از روش‌های نوین آمار فضایی از قبیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران و لکه‌های داغ از امکانات محیط GIS بهره برده شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که تغییرات زمانی و مکانی خوشه‌های دمایی استان فارس دارای الگوی خوشه‌ای بالا می‌باشد. در این بین بر اساس شاخص موران محلی و لکه داغ، خوشه‌های دمایی در جنوب، جنوب‌غرب و جنوب‌شرق استان دارای الگوی خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های دمایی گرم) و بخش‌های شمال و شمال‌شرق دارای خودهمبستگی فضایی منفی (خوشه‌های دمایی سرد) بوده است. در طی دوره مطالعه بخش اعظمی از استان در بیشتر موارد تقریبا نیمی از کل مساحت استان هیچ‌گونه الگوی معناداری یا خودهمبستگی فضایی نداشته است.

واژگان کلیدی: خوشه‌های دمایی، خودهمبستگی فضایی، شاخص موران، شاخص لکه داغ، فارس.

مقدمه

از آنجا که دما از عناصر اساسی شکل‌گیری اقلیم است، تغییرات آن می‌تواند ساختار آب و هوایی هر محل را دگرگون سازد. به همین دلیل است که بررسی در مقیاس‌های مختلف زمانی و مکانی بخش بزرگی از ادبیات اقلیم‌شناسی را به‌خود اختصاص داده است و تغییرپذیری آن اهمیت بسیار علمی – کاربردی دارد (مسعودیان، ۱۳۸۴: ۲۹، علیجانی، قویدل رحیمی، ۱۳۸۴: ۲۲). دما در چرخه‌های طبیعی و به ویژه چرخه‌های آب و انرژی اهمیت بنیادی دارد و از این رو بر فعالیت‌های انسانی و فرایندهای طبیعی هر ناحیه به طور کامل تاثیرگذار است و تغییرات آن در مدیریت و برنامه‌ریزی محیط عاملی بسیار مهم است. در دهه‌های اخیر نتایج کاربردی تحلیل دما باعث شده است تا مطالعه افت و خیزهای آن در درازمدت، کوتاه مدت و به ویژه در مقیاس جهانی مورد توجه قرار گیرد. اغلب مخاطرات محیطی عصر ما از جمله سیل، طوفان، خشک‌سالی، تکثیر بیش از حد حشرات موذی و نیز مصونیت آن‌ها در برابر سموم و مسائلی از این نوع، ریشه در تغییر اقلیم زمین و به خصوص افزایش دمای جهان دارد (Kundzewicz et al, 2008: 118). در راستای نیاز به مطالعات دقیق محیطی، تغییرات اقلیمی نیز در طول چند سال اخیر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین موضوعات زیست‌محیطی در محافل مختلف مطرح گردیده است. ازآن جایی‌که با افزایش نور و حرارت، ازن در سطح زمین تشکیل می‌شود، ازاین‌رو آلودگی ازن ممکن است به حدی برسد که سلامت افراد به‌ویژه بچه‌ها، سالخوردگان، بیماران آسمی و

*نویسنده مسئول

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]
[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

دیگر افراد آسیب‌پذیر را تهدید کند (محمدی، ۱۳۹۰: ۸۴). در ۴۰ و ۵۰ سال اخیر اکثریت مطالعات آماری با رویکرد مطالعات آمار سنتی از قبیل آزمون کندال[1]، اسپرمن[2]، رگرسیون خطی و چندگانه انجام‌شده است (Solow, 1987, Kaas and Frich, 1995, Ben-Gai et al, 1999, Hasanean, 2001, Braganza et al, 2004, Kousari et al, 2010). اما در این بین آگاهی از توزیع زمانی و مکانی دما برای تعیین بیلان انرژی زمین، مطالعات هواشناسی و تبخیر و تعرق ضروری است. همین دلیل علاقه محققین برای مطالعات دمایی بوده است؛ هر چند که روش‌های سنتی در آمار تبیین کننده امر نبوده‌اند. 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 موردمطالعه می‌باشد ازاین‌رو 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 و مطالعات آن‌ها نیز، نیازمند روشی به هنجار جهت پاسخ رفتار این داده‌ها در مکان و زمان می‌باشد (Moller, 2008: 17). بر مبنای چنین نیازی و به دلیل وجود همبستگی فضایی بین این داده‌ها، روش‌های معمول آماری نمی‌توانند روشی به هنجار برای واکاوی چنین داده‌هایی تلقی گردند. همچنین می‌توان برای مقایسه روش‌های کلاسیک آماری و آمار فضایی به پژوهش‌های دیگری نیز مراجعه نمود (Charlton, Fotheringham, 2011, Lu et al, 2014, Razmi et al, 2017). ازاین‌رو لازم است به نحوی ساختار همبستگی داده‌ها در تحلیل آن‌ها لحاظ گردد (Kendall, 1998: 221). بدین منظور آمار فضایی به‌عنوان گزینه‌ای مناسب، برای تحلیل این داده‌ها می‌تواند موردبررسی قرار گیرد. آمار فضایی برای انواع متنوع آنالیزها، شامل آنالیز الگو، آنالیز شکل، مدل‌سازی سطح، برآورد سطح، رگرسیون مکانی، مقایسه‌های آماری مجموعه داده‌های مکانی، مدل‌سازی آماری و برآورد فعل‌وانفعال مکانی استفاده می‌شود. در جدیدترین روش‌های بررسی رفتار پدیده‌های محیطی کارشناسان و پژوهشگران برای شناسایی و خودهمبستگی مناطق همگن از روش‌های پیشرفته آمار فضایی استفاده کرده‌اند. مبانی نظری این روش‌ها و چگونگی به‌کارگیری آن‌ها در مطالعات مرتبط با علوم محیطی (Smith et al, 2006, Illian et al, 2008, Zhang et al, 2008, Wheeler, Paéz, 2009, Anselin et al, 2009) توضیح داده شده است. در دسته‌ای دیگر از پژوهش‌ها رویکردهای آمار سنتی که بیش‌تر در مطالعات اقلیم‌شناسی و علوم محیطی در نیم‌قرن اخیر مرسوم بوده است را کانون توجه خود قرار داده‌اند (Zhou et al, 2009, Jolliffe, Philipp, 2010). در ایران نیز تاکنون بیشتر مطالعات مرتبط با دما از همان رویکرد آماری سابق پیروی کرده است ازجمله می‌توان به پژوهش مسعودیان (۱۳۸۴: ۳۲) که با تأکید بر روند افزایشی دما، اشاره کرده است به‌طور متوسط ۰/۵ درجه سلسیوس به دماهای روزانه طی دهه‌های اخیر افزوده شده است. همچنین می‌توان به پژوهش عزیزی و روشنی (۱۳۸۷: ۱۳) که روند دمایی سواحل جنوبی دریای خزر را با آزمون من-کندال بررسی کرده‌اند، اشاره کرد. در رویکرد نوین مطالعات علوم محیطی، آمار فضایی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار می‌باشد؛ به‌طوری‌که در تمامی مطالعات مرتبط با مباحث علوم محیطی به‌خصوص مطالعات اقلیم‌شناسی و به‌طور اخص دما که در دهه اخیر انجام شده است هسته مطالعات را آمار فضایی تشکیل داده است. دل‌ریو و همکاران[3] (۲۰۱۱) نیز روش OLS [4] 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 تا ۲۰۰۶ استفاده کردند. دی لوکنا و همکاران[5] (۲۰۱۳) میدان‌های حرارتی منطقه شهری ریودوژانیرو را در کشور برزیل با استفاده از تحلیل لکه‌های داغ بررسی کردند. بجت و همکاران[6] (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل فضایی روند دما در صربستان در دوره آماری ۱۹۶۱تا۲۰۱۰ پرداختند. در این پژوهش از داده‌های متوسط ماهانه دما ۶۴ ایستگاه همدید استفاده شد و سپس روند دامنه‌های دما از روند خطی و همچنین روش حداقل مربعات معمولی

[1] Kendall's
[2] Spearman's
[3] Del Río et al
[4] Ordinary Least-Square
[5] De Lucena et al
[6] Bajat et al

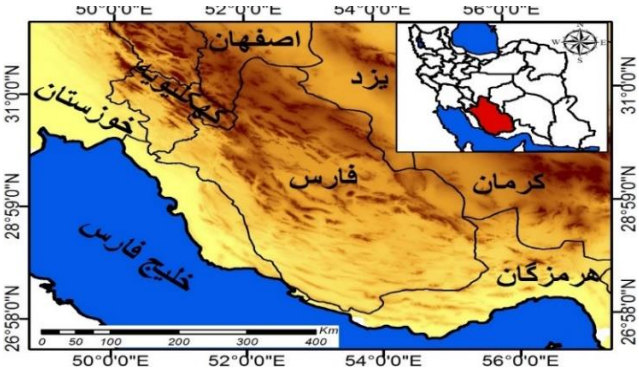
[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]
[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

به‌دست 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 می‌کند. مطالعات از این دست را می توان به‌عنوان الگوهایی شاخص از بین صدها طرح و الگوی دیگر برگزید (Ageena et al, 2013, Nemec et al, 2013, Kim,Singh, 2014, Sun et al, 2015). در این پژوهش به ارزیابی خودهمبستگی فضایی تغییرات زمانی- مکانی خوشه‌های دمایی استان فارس پرداخته خواهد شد.

داده‌ها و روش پژوهش

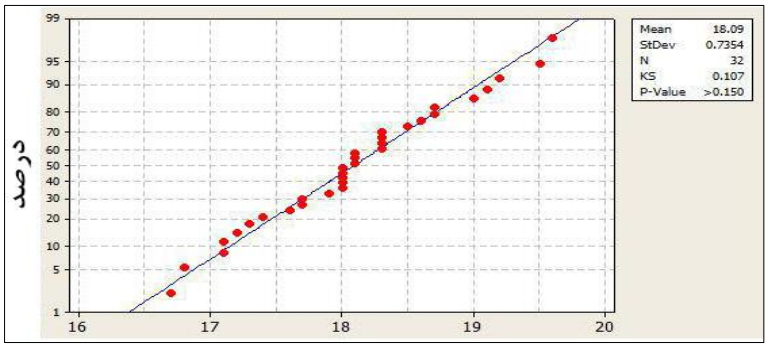
منطقه مورد مطالعه

استان فارس با مساحتی حدود ۱۳۳ هزار کیلومترمربع در جنوب منطقه مرکزی ایران بین مدارهای`۲ ۲۷° تا `۴۲ ۳۱° عرض شمالی و `۴۲ ۵۰° تا `۳۸ ۵۵° طول شرقی از نصف النهار گرینویچ قرار گرفته است. این استان از شمال با استان اصفهان و یزد، از مغرب با استانهای کهگیلویه و بویر احمد و بوشهر، از جنوب با استان هرمزگان و از شرق با استان کرمان همسایه است.



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه

در این پژوهش آمار مشترک و همگن میانگین روزانه کمینه و بیشینه دمای ۲۵ ایستگاه همدید استان فارس و استان‌های اطراف آن با دوره آماری ۳۳ ساله در بازه زمانی روزانه از ۱۹۸۰/۰۱/۱ تا ۲۰۱۲/۱۲/۳۱ 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 تایید قرار گرفت (شکل ۲)؛ سپس توری با یاخته‌های مناسب بر روی پهنه مورد مطالعه گسترانیده و مقدار عنصر اقلیمی در گره‌گاه‌ها برآورد شده است.



شکل۲- همگنی داده‌ها، آزمون کلموگروف – اسمیرنوف

(منبع: نگارندگان)

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

این برآوردها که تمامی پهنه را می‌پوشانند، مبنای همه داوری‌ها در این پژوهش می‌باشد. در نهایت از داده‌های ایستگاه‌ها به‌عنوان شاهد برای ارزیابی درجه قطعیت نتایج تحلیل‌ها استفاده، و داده‌های ایستگاهی با استفاده از روش میان‌یابی کریجینگ در محیط نرم‌افزار ArcGIS (10.2.2) به داده‌های پهنه‌ای با یاخته‌هایی به ابعاد ۱۸×۱۸ کیلومتر تعمیم داده شد. در تحقیق حاضر جهت تسریع در روند محاسبات، از قابلیت‌های برنامه‌نویسی نرم‌افزار GS+ و Minitab استفاده شده است. همچنین برای تهیه نقشه خوشه‌های دمایی از نرم‌افزار ArcGIS استفاده گردید.

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 پیش‌یابی‌های لازم را انجام داد. در دهه‌های اخیر سناریوهای مختلفی در خصوص تحلیل الگوهای داده فضایی در آمار فضایی بسط داده شده است. بدین منظور می‌توان از شاخص جهانی موران[1] اشاره نمود. این آماره عددی را به‌دست می‌دهد (تحت عنوان نمره استاندارد[2]) که با استفاده از آن می‌توان درجه پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را در فضا اندازه‌گیری نمود (Mitchell, 2005: 193, Wheeler, 2007: 9). خودهمبستگی فضایی موران به بررسی خود همبستگی فضایی بر اساس مکان پراکنش دو مقدار می‌پردازد و خصیصه مورد نظر از عارضه جغرافیایی را در آن مکان تحلیل می‌کند (Griffith, 1987: 81). 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:

$$I = \frac{n}{s_0} \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{i,j} z_i z_j}{\sum_{i=1}^{n} z_i^2} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، z_i تفاضل بین مقدار خصیصه 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 لایه مورداستفاده است و S_0 جمع کل وزن‌های فضایی می‌باشد. تحلیل خوشه و ناخوشه که به شاخص انسلین محلی موران نیز مشهور است، الگویی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد (Getis, Aldstadt, 2004: 93, Anselin et al, 2009: 74, Wheeler and Paéz, 2009: 465). 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) قابل‌محاسبه است:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_i^2} \sum_{j=1, j\neq 1}^{n} w_{i,j} w_{i,j} (x_i - \bar{x}) \qquad (۲)$$

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. مقدار s_i از رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$s_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j\neq 1}^{n} w_{ij}}{n-1} - \bar{x}^2 \qquad (۳)$$

تحلیل لکه‌های داغ از آماره گتیس- اورد جی[3] برای کلیه عوارض موجود در داده‌ها استفاده می‌کند (Rogerson, 2006: 275). نمره z محاسبه‌شده 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

[1] Global Moran
[2] Z - Score
[3] Getis – Ord Gi

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]
[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

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 به‌دست خواهد آمد که مجموع محلی عارضه و همسایه آن به‌طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه گردد (Jacquez, Greiling, 2003: 2). آماره گتیس- اورد جی به‌صورت رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^{n} w_{i,j} - \bar{x}\sum_{i=1}^{n} w_{i,j}}{S\sqrt{\frac{[n\sum_{j=1}^{n} w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^{n} w_{i,j})^2]}{n-1}}} \qquad (۴)$$

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.

همچنین ذکر این نکته نیز ضروری به نظر می‌آید که در زمینه آمار فضایی معمولاً هدف مقالاتی که امروزه به انجام می‌رسند صرفاً نه بازنمایی خوشه‌ها با شاخص خودهمبستگی موران (که یکی از گام‌های اولیه چنین تحقیقاتی است) بلکه هدف برازش مدل‌های رگرسیونی است که در نهایت دارای کمترین باقی مانده‌ها، کمترین خطاها، و بیشترین ضرایب تبیین S^2 باشد. برای مثال مدل‌های رگرسیونی کمترین مربعات عادی، و رگرسیون وزنی جغرافیایی مرسوم‌ترین مدل‌هایی است که در مشابه چنین تحقیقاتی پیدا نمود. از جمله می‌توان به مقاله (Sun et al, 2015) مراجعه کرد. در روش رگرسیون وزن‌دار جغرافیایی دامنه‌ای در اطراف هر نقطه مرجع در نظر گرفته می‌شود و به مشاهداتی که به نقطه مرجع نزدیکتر هستند نسبت به نقاط دورتر، وزن بیشتری اختصاص داده می‌شود. لذا به نظر می‌رسد مشکل مدل‌های رگرسیون وزن‌دار هنگامی بیان می‌شود که توزیع مشاهدات حول نقاط مرجع در گستره فضای مورد مطالعه یکسان نباشد. در این صورت اگر تابعی یکسان برای موزون کردن مشاهدات اطراف نقاط مرجع به کار گرفته شود این احتمال وجود دارد که برای نقطه‌ای از اطلاعاتی کمتر استفاده شود. بنابراین مدلی غیر دقیق برآورد شود و بالعکس برای نقطه‌ای دیگر تجمع مشاهدات حول آن بیشتر است از اطلاعات زیاد و نامرتبط استفاده شود و مجددا از دقت مدل کاسته شود. لذا در تحقیق حاضر از این مدل استفاده نگردید و تمرکز اصلی تحقیق بر روی بازنمایی خوشه‌های دمایی در سطح استان فارس می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

خروجی‌های تحلیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، به‌صورت جدول۱ ارائه شده است. به‌طورکلی در موران جهانی فرضیه صفر این است که هیچ نوع خوشه‌بندی فضایی بین مقادیر مرتبط با عوارض جغرافیایی مورد نظر وجود ندارد. حال زمانی که مقدار ارزش ویژه بسیار کوچک و مقدار z محاسبه شده (قدر مطلق آن) بسیار بزرگ باشد، آنگاه می‌توان فرضیه صفر را رد کرد. اگر شاخص موران بزرگ‌تر از صفر باشد، داده‌ها نوعی خوشه‌بندی فضایی را نشان می‌دهند. اگر مقدار شاخص کمتر از صفر باشد عوارض مورد مطالعه دارای الگوی پراکنده می‌باشند. براساس جدول ۱ مقدار شاخص موران جهانی برای هر ۱۲ ماه سال بالای ۰/۹۸ می‌باشد. این نکته نشان دهنده آن است که بر اساس شاخص موران جهانی، دما در استان فارس 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 ۹۶ تا ۹۸ می‌باشد؛ بنابراین درمجموع براساس موران جهانی می‌توان استنباط نمود که تغییرات درون سالی دما در استان فارس 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 فارس به‌طور نرمال در فضا پخش‌شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار ۰/۰۰۰۲۰۴- را اختیار می‌نمود.

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

جدول ۱- خروجی آماره موران به‌صورت ماهیانه

ماه	شاخص موران	شاخص موران مورد انتظار	واریانس	z-score	p-value
ژانویه	۰/۹۸۹۶۲۷	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۶/۹۷۸۴۵۰	۰
فوریه	۰/۹۸۹۰۴۰	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۶/۹۲۰۷۰۸	۰
مارس	۰/۹۸۹۲۷۲	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۶/۹۴۳۲۳۸	۰
آوریل	۰/۹۹۰۵۲۴	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۷/۰۶۶۴۴۵	۰
مه	۰/۹۹۰۵۸۴	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۷/۰۷۱۵۷۵	۰
ژوئن	۰/۹۹۲۵۷۲	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۷/۲۶۶۷۲۴	۰
ژوئیه	۰/۹۹۳۴۰۳	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۷/۳۴۸۷۵۸	۰
اوت	۰/۹۹۳۰۴۱	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۷/۳۱۳۵۹۲	۰
سپتامبر	۰/۹۹۱۳۳۲	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۷/۱۴۶۶۱۶۸	۰
اکتبر	۰/۹۸۹۳۰۰	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۶/۹۴۶۷۷۶	۰
نوامبر	۰/۹۸۸۸۱۷	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۶/۸۹۹۵۰۹	۰
دسامبر	۰/۹۸۹۷۱۵	-۰/۰۰۰۲۰۴	۰/۰۰۰۱۰۴	۹۶/۹۸۷۵۴۹	۰

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 ازآنجاکه 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 اکتبر، نوامبر و دسامبر از فصل پاییز نیز مشاهده می‌شود که بالاترین مقدار ارزشی را به‌خود اختصاص داده است. این امر نیز به‌دلیل همسان بودن افت‌وخیز تقریبا مشابه دما در کل پهنه استان می‌باشد.

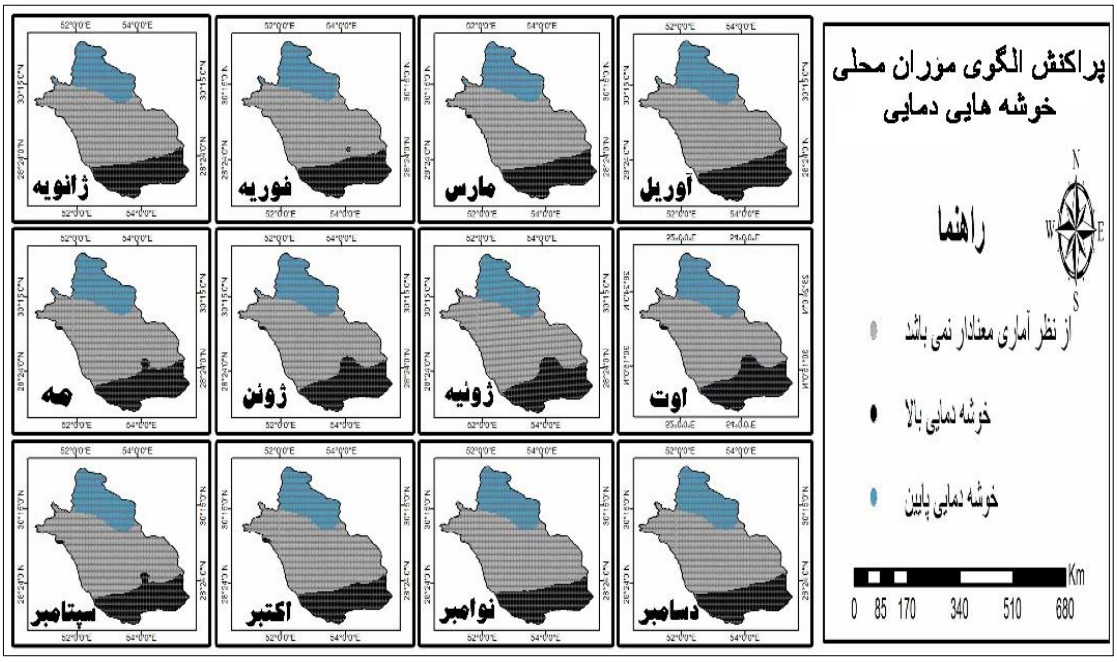
همان طوری‌که مشاهده شد خودهمبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. به‌همین دلیل برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر خوشه‌های دمایی فارس، طی دوره مورد مطالعه از موران محلی استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحلیل نشان می‌دهد که آیا عوارض به‌صورت تصادفی، پراکنده و یا خوشه‌ای در فضا توزیع شده‌اند. اگر مقدار I مثبت باشد، بدین معناست که عارضه مورد نظر، توسط عوارض مشابه خود احاطه شده‌اند. بنابراین عارضه مورد نظر بخشی از آن خوشه است. اگر مقدار I منفی باشد به معنای آن است که عارضه مورد نظر توسط عوارضی 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 خودهمبستگی فضایی منفی در سطح ۹۹ درصد اطمینان، HL نشانگر ناخوشه‌ای بودن است که در آن‌یک مقدار زیاد توسط مقادیر کم محاصره‌شده‌اند؛ LH تک‌سلول‌هایی که در آن عارضه دارای مقدار کم، توسط عوارض دارای مقادیر زیاد محاصره شده‌اند و از نظر آماری معنادار (سطح ۵ درصد) هستند. شکل ۳ تغییرات درون‌سالی خودهمبستگی فضایی الگوی خوشه‌ای خوشه‌های دمایی را طی دوره آماری موردمطالعه (۲۰۱۲-۱۹۸۰) نشان می‌دهد. در سه ماه فصل زمستان (ژانویه، فوریه و مارس) در اکثر مناطق استان هیچ نوع الگویی حاکم نبوده یا به‌عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی بوده است. این وضعیت به‌طور متوسط با مقدار ۶۰/۷۷ درصد در سه ماه فصل زمستان در سطح استان توزیع شده است (شکل ۳).

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

در ماه ژانویه ۲۰/۸۰درصد، فوریه ۲۰/۷۴ درصد و مارس ۲۰/۳۱ درصد از مناطق استان که غالباً در نواحی جنوب، جنوب‌غرب و جنوب‌شرق به نمایندگی ایستگاه‌های همدید لارستان و لامرد دارای الگوی خوشه‌ای با ارزش بالا (خودهمبستگی فضایی مثبت) حاکم می‌باشد. در همین دوره از سال الگوی دمایی LL یا مقادیر با ارزش پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) که نمایانگر خوشه‌های دمایی سرد می‌باشند به‌ترتیب در ماه‌های فصل زمستان ۱۸/۹۶، ۱۸/۳۵ و ۱۸/۵۲ درصد توزیع شده‌اند؛ و به‌صورت لکه‌هایی، در نواحی شمال و شمال‌شرقی استان کشیده شده‌اند (جدول ۲). در فصل بهار مقادیر دما با خودهمبستگی فضایی مثبت بالا نسبت به فصل زمستان حدود ۱ درصد افزایش یافته و از نظر مکانی نیز دچار تغییراتی شده است (شکل ۳). به‌طوری‌که خوشه‌های باارزش بالا به‌سمت شرق و مرکز استان (داراب، فسا، جهرم و فیروز آباد) کشیده شده است. این در حالی است که مقادیر با ارزش بالا یا دارای خودهمبستگی فضایی مثبت HH در فصل زمستان محدود به مناطق جنوبی و دارای افت و خیز بوده است. در فصل تابستان از تغییرات الگوهای خوشه‌های دمایی پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) کاسته شده است، به‌این‌ترتیب برای ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر به‌ترتیب مقادیر ۱۸/۷۳، ۱۹/۱۳ و ۱۸/۹۹ درصد نشان داده شده است. همان‌طورکه 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 پاییز مساحت الگوهای دمای 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 تابستان کمترین درصد از مناطق فاقد الگو را به‌خود اختصاص داده‌اند. به‌طور میانگین درمجموع سه ماه ژوئیه، اوت و سپتامبر ۵۹ درصد از مساحت استان از هیچ الگوی فضایی پیروی نمی‌کند. درمجموع 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 جنوبی و در بعضی از ماه‌های سال (شکل ۳) به منطقه لارستان و لامرد محدود شده است، می‌توان استنباط نمود که عوامل محلی در توزیع پراکندگی خوشه‌های دمایی فارس نقش به سزایی را ایفا می‌کنند.



شکل ۳- نتایج حاصل از پراکنش الگوی موران محلی خوشه‌های دمایی استان فارس

(منبع: نگارندگان)

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

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

نوع الگوی دمایی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۰/۸۰	۲۰/۷۴	۲۰/۳۱	۲۰/۲۵	۲۱/۱۹	۲۱/۸۱
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۱۸/۹۶	۱۸/۳۵	۱۸/۵۲	۱۸/۸۰	۱۸/۷۴	۱۸/۹۹
فاقد الگو	۶۰/۲۴	۶۰/۹۱	۶۱/۱۷	۶۰/۹۵	۶۰/۰۷	۵۹/۲۰
نوع الگوی دمایی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
الگوی خوشه‌ای بالا (HH)	۲۱/۹۴	۲۱/۹۸	۲۰/۹۲	۲۰/۱۳	۲۰/۱۳	۲۰/۷۸
الگوی خوشه‌ای پایین (LL)	۱۸/۷۸	۱۹/۱۳	۱۸/۹۹	۱۸/۶۴	۱۸/۷۴	۱۸/۸۰
فاقد الگو	۵۹/۲۸	۵۸/۸۹	۶۰/۰۹	۶۱/۲۳	۶۱/۱۳	۶۰/۴۲

با توجه به آنچه تاکنون گفته شد، آن دسته از نواحی استان که دمای آن‌ها دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های دمایی بالا) و منفی (خوشه‌های‌های دمایی پایین) بودند مشخص گردیده؛ اما به‌منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های با ارزش بالا و پایین از شاخص لکه‌ی داغ[1] استفاده شده است که نتایج آن در شکل ۴ و جدول ۳ ارائه شده است.

آماره GI^* که برای هر عارضه موجود در داده‌های محاسبه می‌شود، نوعی امتیاز z است. برای امتیاز z مثبت و معنادار از نظر آماری، هر چه امتیاز z بزرگ‌تر باشد، مقادیر بالا به میزان زیادی خوشه‌بندی شده و لکه داغ تشکیل می‌دهند. 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 لکه‌های سرد را نشان می‌دهند. همان‌طورکه از شکل ۴ برمی‌آید، ماه ژانویه در فصل زمستان خوشه‌های دمایی گرم (در سطح معناداری ۹۹ درصد) به قسمت‌های جنوب، جنوب‌غرب و جنوب‌شرق به نمایندگی ایستگاه‌های لارستان و لامرد محدود شده است؛ که به‌ترتیب در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس ۳/۴۴، ۳/۷۹، ۳/۸۹ درصد از مناطق استان را تشکیل داده‌اند. در همین فصل از سال مناطقی که نماینده خوشه‌های دمایی سرد (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) بوده نواحی مرتفع استان را تحت سیطره خود قرار داده‌اند به‌طوری‌که در ایستگاه‌های آباده، خرم‌بید و اقلید به احتمال ۹۹ درصد لکه دمایی سرد تشخیص داده شده است. ایستگاه‌های سپیدان، مرودشت باوانات خوشه‌های دمایی سرد در احتمال ۹۵ درصد را تشکیل داده‌اند. مناطق فاقد الگوی معناداری در فصل زمستان به‌ترتیب ۴۹/۵۸، ۴۹/۱۷ و ۴۹/۱۹ درصد برای ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس محاسبه شده است.

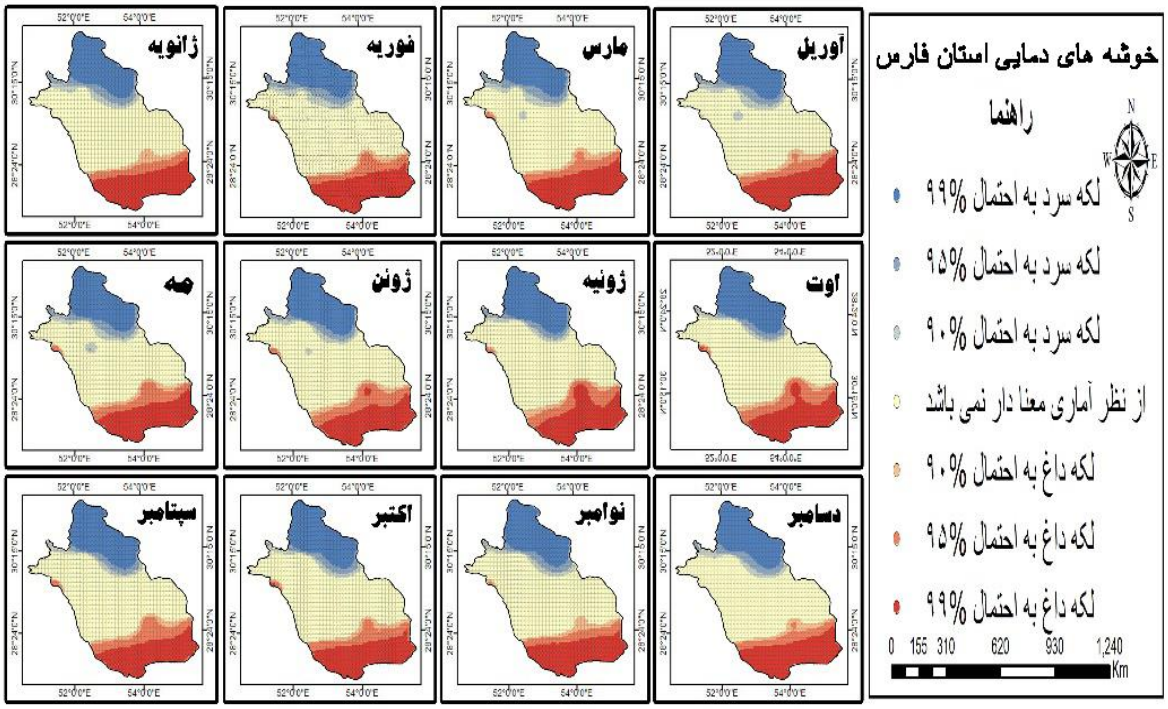
الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی دما یا به‌عبارتی‌دیگر خوشه‌های دمایی گرم در فصل بهار که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد، افزایش پیدا کرده است (جدول ۳). اما به لحاظ مکانی تغییرات ناچیزی را نسبت به دو ماه فوریه و مارس داشته است. به‌طوری‌که دنباله نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطوح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد تا داراب، فسا، جهرم و جنوب فیروزآباد کشیده شده است (شکل ۴). در فصل بهار، نواحی با خودهمبستگی فضایی منفی نسبت به فصل زمستان از نظر مکانی تغییرات قابل‌توجهی داشته است به‌طوری‌که لکه دمایی سرد با احتمال ۹۵ درصد از شمال به سمت مرکز کشیده شده است. همان‌طورکه از جدول ۳ نیز مشخص می‌باشد مناطقی با فاقد الگوی معناداری در فصل بهار نسبت به سه ماه قبل خود تغییراتی نه‌چندان محسوسی را داشته است؛ به‌طوری‌که برای ماه‌های آوریل ۴۹/۰۷، مه ۴۸/۴۵ و ژوئن ۴۹/۰۲ درصد از کل مساحت استان هیچ نوع الگوی معناداری ازنظر آماری مشاهده نشده است (شکل ۴). الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی در فصل تابستان که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار می‌باشد، افزایش پیداکرده است (جدول ۳)؛ و به لحاظ مکانی نیز تغییرات قابل‌توجهی داشته است (شکل ۴). لکه‌های دمایی گرم در فصل تابستان نسبت به ۹ ماه دیگر سال کشیدگی زیادی به‌سمت مرکز یا شمال استان داشته‌اند، به‌طوری‌که ایستگاه فسا که در اکثر ماه قبل سال فاقد الگوی معناداری بوده، در فصل

[1] HotSpot

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

تابستان در آن لکه دمایی گرم تشخیص داده شده است. لکه‌های دمایی سرد در سطوح اطمینان مختلف نیز در ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر از مرکز به‌سمت شمال‌شرق در حال جابجا شدن هستند. جابه‌جایی مرکز به شمال‌شرق لکه‌های دمایی گرم در فصل تابستان به دلیل عرض جغرافیایی پایین منطقه و آفتاب‌گیری زیاد ارتفاعات در سمت شمال‌شرق فارس می‌باشد. تغییرات خودهمبستگی فضایی دما در فارس در فصل پاییز بر اساس شاخص GI^* تقریبا مشابه فصل زمستان بوده است. با این‌وجود در این فصل از سال لکه‌های دمایی سرد از پوشش یا مساحت کمتری نسبت به دوره‌های قبل برخوردار بوده و درمجموع در ماه اکتبر ۲۲/۳۷، ماه نوامبر ۲۲/۹۱ و در دسامبر ۲۳/۳۵ درصد از مساحت استان دارای خودهمبستگی فضایی منفی و یا به‌عبارت‌دیگر دارای خوشه‌های دمایی سرد بوده است. مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت درمجموع در ماه اکتبر ۲۶/۵۶ نوامبر ۲۵/۷۶ و دسامبر ۲۶/۱۱ از مساحت استان را تشکیل داده‌اند. در فصل بهار درصد مناطق با عدم معناداری به کمترین مقدار خود رسیده است که این امر به افت‌وخیز کمتر دما در این فصل از سال برمی‌گردد (درمجموع سه ماه ۴۸/۸۴ درصد از کل مساحت استان). این مقدار در فصل زمستان ۴۹/۳۱ درصد، در فصل تابستان ۴۹/۵۵ درصد و در فصل پاییز ۵۰/۹۸ بوده است. مطالعات قبلی که در میانگین دمای هوا با روش‌های کلاسیک مانند من کندال و غیره انجام شده، نشان داد که میانگین درجه حرارت در اکثر ایستگاه‌های موجود در ایران در دهه‌های اخیر افزایش یافته است(Gahraman, 2006). هرچند، سلطانی و سلطانی[1] (۲۰۰۸) در مطالعات خود در شمال شرق ایران ترکیبی از روند مثبت و منفی در دمای حداکثر و حداقل نشان دادند. روند گرمایشی بدست آمده در این پژوهش تطابق زیادی با نتایج بدست آمده در پژوهش های صمدی[2] (۲۰۰۶) و تبری و حسین زاده طلایی[3] (۲۰۱۱) دارند.



شکل ٤- نتایج حاصل از پراکنش الگوی لکه داغ برای دما طی دوره مورد مطالعه

(منبع: نگارندگان)

[1] Soltani & soltani
[2] Samadi
[3] Tabari & Hoseeinzadeh

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]
[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

جدول ۳- درصد مساحت تحت پوشش خوشه‌های دمایی فارس

نوع خوشه‌ی دمایی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن
خوشه دمایی سرد در سطح ۰/۹۰	۱۶/۴۰	۱۵/۸۵	۱۶/۱۳	۱۶/۱۹	۱۶/۵۰	۱۷/۰۳
خوشه دمایی سرد در سطح۰/۹۵	۴/۴۸	۴/۶۴	۴/۳۲	۴/۴۹	۴/۱۳	۳/۴۲
خوشه دمایی سرد در سطح ۰/۹۹	۳/۴۴	۳/۷۹	۳/۸۹	۴/۰۹	۳/۷۳	۲/۸۱
فاقد الگوی معناداری%	۴۹/۵۸	۴۹/۱۷	۴۹/۱۹	۴۹/۰۷	۴۸/۴۵	۴۹/۰۲
خوشه دمایی گرم در سطح ۰/۹۰	۳/۲۸	۲/۷۳	۳/۲۰	۳/۴۵	۳/۰۳	۳/۲۰
خوشه دمایی گرم در سطح ۰/۹۵	۵/۴۶	۶/۸۶	۶/۴۷	۵/۶۸	۷/۹۹	۸/۹۴
خوشه دمایی گرم در سطح ۰/۹۹	۱۷/۳۶	۱۶/۹۵	۱۶/۸۰	۱۷/۰۳	۱۶/۱۷	۱۵/۵۸
خوشه دمایی سرد در سطح ۰/۹۰	۱۷	۱۷/۲۷	۱۷/۰۳	۱۶/۶۸	۱۶/۴۶	۱۶/۲۴
خوشه دمایی سرد در سطح ۰/۹۵	۳/۰۷	۳/۰۴	۳/۱۶	۳/۳۱	۳/۷۱	۴/۱۸
خوشه دمایی سرد در سطح ۰/۹۹	۲/۳۸	۲/۲۸	۲/۳۲	۲/۳۸	۲/۷۴	۲/۹۳
فاقد الگوی معناداری%	۴۹/۸۴	۴۸/۵۰	۵۰/۳۲	۵۱/۰۷	۵۱/۳۳	۵۰/۵۴
خوشه‌دمایی گرم در سطح ۰/۹۰	۳/۰۳	۳/۲۰	۳/۱۰	۳/۰۵	۳/۴۰	۳/۰۳
خوشه‌دمایی گرم در سطح ۰/۹۵	۷/۸۷	۸/۶۸	۸/۵۱	۷/۲۷	۵/۶۶	۵/۶۴
خوشه دمایی گرم در سطح۰/۹۹	۱۶/۸۱	۱۶/۰۳	۱۵/۵۶	۱۶/۲۴	۱۶/۷۰	۱۷/۴۴

نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت روزافزون دما به‌ویژه دماهای روزانه در زندگی انسان و لزوم به‌روز کردن مطالعات دمایی، این پژوهش با هدف بررسی تغییرات الگوهای خودهمبستگی زمانی و مکانی خوشه‌های دمایی در استان فارس بر مبنای آخرین آمار دمایی انجام شده است. 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 است. 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 خوشه‌های دمایی می‌توان به نوسانات جزایر دمایی نیز پی‌برد. یکی از شاخه‌های جالب و در حال رشد آمار فضایی مربوط به خودهمبستگی فضایی است. خودهمبستگی به رابطه بین مقادیر باقیمانده در طول خط رگرسیون مربوط می‌شود. ازنظر آماری یک خودهمبستگی قوی زمانی رخ می‌دهد که مقادیر باقیمانده باهم در ارتباط باشند، به‌عبارت‌دیگر تغییراتشان به‌صورت نظام‌مند رخ دهد. با این‌وجود، خودهمبستگی قوی زمانی رخ می‌دهد که مقادیر یک متغیر از نظر جغرافیایی به‌هم نزدیک بوده و باهم مرتبط نیز باشند. همان‌طورکه گفته شد این مطالعه تغییرات الگوهای خودهمبستگی فضایی خوشه‌های دمایی استان فارس 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 ۲۵ ایستگاه همدیدی استان فارس و استان‌های اطراف آن طی دوره آماری مشترک ۳۳ ساله (۱۹۸۰-۲۰۱۲) استخراج گردید. نتایج حاصل از روش موران جهانی نشان داد که تغییرات خودهمبستگی فضایی خوشه‌های دمایی استان فارس از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند. ازآنجایی‌که شاخص موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند لذا به منظور تغییرات خودهمبستگی فضایی خوشه‌های دمایی فارس از شاخص موران محلی و تحلیل لکه‌های داغ گتیس - اورد جی استفاده گردید. براساس هر دو شاخص، مناطق جنوب، جنوب‌غرب و جنوب‌شرق به نمایندگی ایستگاه‌های لارستان و لامرد نقش قابل‌توجهی در شکل‌دهی الگوهای خوشه‌های دمایی گرم با الگوی خوشه‌ای بالا داشته‌اند که این موضوع در مقاله طاوسی و

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

همکاران (۱۳۹۳) نیز مشهود می‌باشد. در آن مقاله نتایج نشان داده شده است که دمای کمینه در ایستگاه لار دارای روند صعودی یا به عبارتی دارای الگوی خوشه‌ای بالا می‌باشد. به‌طوری‌که مناطق نام‌برده از استان فارس دارای خود همبستگی فضایی مثبت بوده است. این در حالی است که نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی یا به‌عبارتی‌دیگر خوشه‌های دمایی سرد در هر ۱۲ ماه سال به بخش‌های مرتفع استان محدودشده است. درمجموع، مساحت بالایی از استان در هردوازده 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 خوشه‌های دمایی در یک بازه زمانی بلندمدت تحت تعامل عوامل محلی و عناصر گردشی جو شکل می‌گیرند، اما نقش‌آفرینی متفاوتی دارند. به‌طوری‌که آرایش جغرافیایی خوشه‌های دمایی را عوامل محلی، به‌ویژه 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 خوشه‌های دمایی نادیده گرفت؛ چراکه عوامل بیرونی یا تلویحاً همان عناصر گردش عمومی جو در تعیین رژیم حرارتی و آهنگ تغییرات دما در طول زمان نقش دارند. اگر به نقشه خوشه‌های دمایی استان فارس توجه نماییم، مشاهده می‌شود خوشه‌ها دمایی بالا و پایین شبیه به‌هم نیستند که این تباین ناشی از تأثیر عناصر گردش عمومی جو است. در مجموع نتایج پژوهش حاضر می‌تواند الگوی مناسبی برای سایر مطالعات فضایی فراسنج‌های اقلیمی‌باشد. چراکه مطالعات آمار فضایی می‌تواند دریچه‌های نوین را پیش روی اقلیم‌شناسان بگشاید.

منابع و مآخذ

- طاوسی، تقی، رخشانی، زینب، فیروزی، فاطمه (۱۳۹۳)، تحلیل روند تغییرات بیشینه و کمینه دمای فصلی و سالانه استان فارس با استفاده از روش‌های ناپارامتری. مجله علمی و ترویجی نیوار، شماره ۸۷-۸۶ ، صص ۳۹-۲۹.
- عزیزی، قاسم، روشنی، محمود (۱۳۸۷)، مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من-کندال، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۳-۱۸.
- علیجانی، بهلول، قویدل رحیمی، یوسف (۱۳۸۴)، مقایسه تغییرات دمای سالانه تبریز با ناهنجاری‌های دمایی کره زمین با استفاده از روش‌های رگرسیون خطی و شبکه عصبی، جغرافیا و توسعه، ۶، صص ۲۱-۳۸.
- محمدی، حسین (۱۳۹۰)،آب و هواشناسی شهری، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.
- مسعودیان، سید ابوالفضل (۱۳۸۴)، بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، پژوهش‌های جغرافیای، شماره ۵۴، صص ۴۵-۲۹.
- Ageena, I., Macdonald, N., Morse, A. P. (2013), Variability of maximum and mean average temperature across Libya (1945–2009). Theoretical and Applied Climatology, pp.1-15.
- Anselin, L, Syabri I., Kho, Y. (2009), Geo Da: 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.
- 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, pp.1-13.
- Ben-Gai, T., Bitan, A., Manes, A., Alpert, P., Rubin, S. (1999),Temporal and spatial trends of temperature patterns in Israel, Theoretical and Applied Climatology, 64, pp.163-177.
- 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.
- Charlton, M., Lu, B., Fotheringham, A. S. (2011), Geographically weighted regression using a non–euclidean distance metric with a study on london house price data. Procedia Environmental Sciences 7, pp.92–97.
- 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), pp. 497-511.
- 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), pp. 65-75.
- Getis, A., Aldstadt, J. (2004), Constructing the spatial weights matrix using a local statistic. Geogr Anal 36(2), pp. 90-104.
- Ghahraman, B. (2006), Time trend in the mean annual temperature of Iran. Turk J Agric For 30, pp. 439–448.

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]

- Griffith, D. (1987), Spatial Autocorrelation: A Primer. Resource Publication in Geography, Association of American geographers.
- Hasanean, H.M. (2001), Fluctuation of surface air temperature in the eastern Mediterranean, Theoretical and Applied Climatology, 68, pp. 75-87.
- Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., Stoyan, D. (2008), Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns, John Wiley and Sons, Chichester, irrigation area, Australia, Progress in Natural Science, Vol. 19, Issue 12, pp.1773- 1779.
- Jacquez GM, Greiling DA. (2003), Local clustering in breast, lung and colorectal cancer in Long Island, New York. Int J. Health Geographic, 2:3.
- 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, pp. 309- 315.
- Kaas, E., Frich, P. (1995), Diurnal temperature range and cloud cover in the Nordic countries: observed trends and estimates for the future, Atmospheric Research, 37, pp.211-228.
- Kendall, W. S. (1998), Perfect simulation for the area-interaction point process. In L. Accardi and C.C. Heyde, editors, Probability Towards 2000, Springer Lecture Notes in Statistics 128, pp.218–234.
- Kim, K.S. (1990), Industrialization process, employment and income distribution in Mexico, issues and strategies (Working Paper Number 131, January 1990).University of Notre Dame, The Helen Kellogg Institute for International Studies: https://kellogg.nd.edu/publications/workingpapers/WPS/131.pdf.
- -Kim, S., Singh, V. P. (2014), Modeling daily soil temperature using data-driven models and spatial distribution. Theoretical and Applied Climatology, pp. 1-15.
- 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, pp.321-335. (in Persian).
- Kundzewicz, Z. C., Giannakopoulos, M., Schwarb, I., Stjernquist, M., Szwed, J. (2008), Palutikof, Impacts of climate extremes on activity sectors – stakeholders' perspective, Theoretical and Applied Climatology, 93, pp. 117- 132.
- Lu, B., Charlton, M., Fotheringham, A. S. (2011), Geographically weighted regression using a non– euclidean distance metric with a study on London house price data, Procedia Environmental Sciences, 7, pp. 92–97.
- Lu, B., Charlton, M., Harris, P. (2014), Geographically weighted regression with a non–Euclidean distance metric: a case study using hedonic house price data. International Journal of Geographical Information Science 28(4), pp.660–681.
- Mitchell, A. (2005), The ESRI guide to GIS analysis, spatial measurements and statistics, ESRI, Redlands [CA].
- Moller, j. (2008), Handbook of Spatial Statistics, John Wiley and Sons, Chichester, pp. 37-45.
- Nemec, 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), pp.1538-1550.
- Razmi R., Balyani S., Mansouri Daneshvar, M.R. (2017), Geo-statistical modeling of mean annual rainfall over the Iran using ECMWF database. Spatial Information Research DOI: 10.1007/s41324-017-0097-3.
- Rogerson, P.A. (2006), Statistics Methods for Geographers: students Guide, SAGE Publications و Los Angeles, California.
- Smadi, M.M. (2006), Observed abrupt changes in minimum and maximum temperatures in Jordan in the 20th century, Am. J. Environ. Sci. 2 (3), pp.114–120.
- Smith, M. J., Goodchild, M. F., Longley, P. A. (2006), Geospatial analysis. Troubador, Leicester.
- Solow, A. R. (1987), testing for climate change: an application of the two-phase regression model, Journal of Climate and Applied Meteorology, 26, pp.1401-1405.
- Soltani, E., Soltani, A. (2008), Climatic change of Khorasan, North-East of Iran, during 1950–2004. Res. J. Environ. Sci. 2 (5), pp.316–322.
- Sun, W., Zhu, Y., Huang, S., Guo, C. (2015), Mapping the mean annual precipitation of China using local interpolation techniques. Theor Appl Climatol. 119, pp.171–180.
- Tabari, H., Marofi, S., Hosseinzadeh Talaee. (2011). Recent trends of mean maximum and minimum air temperatures in the western half of Iran, Meteorol Atmos Phys, 111, pp.121–131.
- Wheeler D, Paéz. (2009), Geographically Weighted Regression. In Fischer MM, Getis A (Eds) Handbook of applied spatial analysis. Springer, Berlin, Heidelberg and New York, pp.461-486.
- 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), pp.13.
- 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), pp.212-221.
- Zhou, D. (2009), Climatic Regionalization Mapping of the Murrumbidgee irrigation area, Australia, Progress in Natural Science, Vol. 19, Issue 12, pp. 1773- 1779.

[Downloaded from georesearch.ir on 2026-09-11]

[DOI: 10.18869/acadpub.geores.32.1.64]