

نشریه علمی - پژوهشی جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۲۲، شماره ۶۴، تابستان ۱۳۹۷، صفحات ۲۴۶-۲۲۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۱

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۰۸/۳۰

## بررسی تغییرات زمانی - مکانی ساعات آفتابی در ایران

غلام عباس فلاح قالمهری<sup>۱</sup>

مهدی اسدی<sup>۲</sup>

### چکیده

این پژوهش با هدف شناسایی تغییرات مکانی و زمانی خود همبستگی فضایی ساعات آفتابی در ایران انجام شده است. بدین منظور، ابتدا اقدام به تشکیل پایگاه داده‌های شبکه‌ای ساعات آفتابی در ایران شده است. سپس از داده‌های پایگاه مزبور یک دوره آماری ۳۰ ساله، در بازه زمانی روزانه از ۱۹۸۲/۰۱/۱ تا ۲۰۱۲/۱۲/۳۱ میلادی را مبنای مطالعه حاضر قرار داده، و یاخته‌ای به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر بر منطقه مورد مطالعه گسترانیده شده است. به منظور دستیابی به تغییرات درون سالی ساعات آفتابی در ایران از روش‌های نوین آمار فضایی از قبیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، شاخص انسلین محلی موران و لکه‌های داغ با استفاده از امکانات برنامه‌نویسی محیط GIS بهره برده شد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که تغییرات زمانی و مکانی ساعات آفتابی ایران دارای الگوی خوشه‌ای بالا می‌باشد. در این بین بر اساس شاخص موران محلی و لکه داغ، مناطق جنوب، جنوب شرق و مرکز به نمایندگی ایستگاه‌های همدید استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان، شیراز، اصفهان و یزد استان دارای الگوی خودهمبستگی فضایی مثبت (الگوی پرافتاب) و بخش‌های شمال، شمال شرق و شمال غربی به نمایندگی ایستگاه‌های همدید استان‌های تبریز،

۱- استادیار گروه جغرافیا، دانشگاه حکیم سبزواری دانشجوی

۲- دکتری آب و هواشناسی کشاورزی، دانشگاه حکیم سبزواری (نویسنده مسئول) Email: asadimehdi11@yahoo.com

مازندران، مشهد و سمنان دارای خودهمبستگی فضایی منفی (الگوهای کم آفتاب) بوده است. در طی دوره مورد مطالعه بخش اعظمی از کشور در بیشتر موارد تقریباً نیمی از کل مساحت کشور هیچ‌گونه الگوی معناداری یا خودهمبستگی فضایی نداشته است.

**واژگان کلیدی:** ساعات آفتابی، خودهمبستگی فضایی، شاخص موران، شاخص لکه داغ، ایران.

### مقدمه

یکی از عناصر مهم اقلیمی که آثار انکارپذیری بر فعالیت‌های مختلف انسانی و فرآیندهای طبیعی به خصوص در مناطق خشک و نیمه‌خشک دارد، ساعات آفتابی است. میزان ساعات آفتابی در یک روز عبارت است از مدت‌زمانی در طی روز که خورشید در آسمان وجود دارد و به وسیله ابرها پنهان نمی‌گردد (Yin, 1999: 61). تابش خورشیدی پس از ورود در سطح زمین نقش مهمی در تعادل انرژی سیستم جو زمین دارد. داشتن دانش کافی از تابش خورشیدی روزانه برای بسیاری از برنامه‌های کاربردی، مانند کشاورزی، زیست‌محیطی، هیدرولوژیکی و مدل‌های انتقال خاک پوشش گیاهی-جو ضروری است (Long Chen, 2013: 311). باین‌حال، اندازه‌گیری تابش خورشیدی در تعداد بسیار محدودی از ایستگاه‌های هواشناسی در جهان انجام می‌شود که آن به این دلیل است که عمدتاً هزینه اندازه‌گیری، تعمیر و نگهداری تجهیزات و کالیبراسیون آن‌ها دشوار می‌باشد (Hunt g Swanton, 1998, 245). این عامل با تأثیری که در تعیین میزان تابش خورشید دارد، عامل اصلی کنترل حیات، آب‌وهوا و سایر فعالیت‌های زیستی در سطح زمین به شمار می‌رود (کاوایانی و علیجانی، ۱۳۸۵: ۵۷). در این ارتباط تحقیقات زیادی صورت گرفته که در زیر به چند مورد از آن‌ها اشاره می‌شود: پولو<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۵)، تغییرپذیری فضایی و خوشه‌ای تابش خورشیدی جهانی در ویتنام را با استفاده از اندازه‌گیری طول مدت تابش خورشیدی را مورد بررسی قرار دادند و منطقه مورد مطالعه از نظر تغییرپذیری تابش خورشیدی به سه تا چهار منطقه تقسیم گردید. بجت<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل

1 . Polo

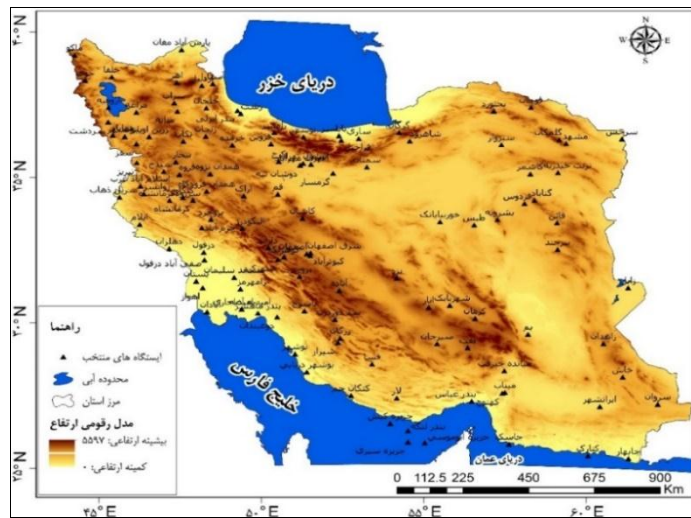
2 . Bajat

فضایی روند دما در صربستان (۱۹۶۱-۲۰۱۰) پرداختند. ایشان برای بررسی خودهمبستگی فضایی از روش موران جهانی استفاده کردند. نتایج نشان داد که روند درجه حرارت از سراسر صربستان از الگوی تصادفی تبعیت می‌کند. مطالعات از این دست بسیارند که می‌توان مطالعات (Kim and Singh, 2014; Robeson, 2014; Sawan, 2017) را به‌عنوان الگوهایی شاخص از بین صدها طرح و الگوی دیگر برگزید. از پژوهش‌های انجام‌یافته در داخل می‌توان به موارد زیر اشاره نمود. معینی و همکارانش (۱۳۸۹)، برآوردی از تابش خورشیدی در ایران با استفاده از یک مدل بهینه انجام داد. در این پژوهش ایران را بر اساس طبقه‌بندی اقلیمی کوپن به پنج منطقه اقلیمی تقسیم‌بندی نمودند و سپس با استفاده از داده‌های تابشی سازمان هواشناسی به تعیین ضرایب معادله آنگستروم برای ۵ اقلیم پرداختند. از دیگر کارها در این زمینه می‌توان به (سلیقه و همکاران، ۱۳۸۷ و خلیلی و همکاران، ۱۳۸۹) اشاره نمود. جمع‌بندی پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که باوجود قابلیت‌های بالای آمار فضایی در تحلیل داده‌ها از قابلیت‌های توابع تحلیلی آن همچون تحلیل لکه‌های داغ و تحلیل خوشه و ناخوشه‌ها در مطالعات اقلیمی در سطح کشور بهره کافی برده نشده است. با توجه به اینکه ایران جزو مناطق پرآفتاب از نظر تابش خورشید در جهان می‌باشد لذا در این پژوهش برآنیم تا به ارزیابی خودهمبستگی فضایی تغییرات زمانی- مکانی ساعات آفتابی در ایران بپردازیم تا بدین ترتیب تمهیدات لازم برای استفاده از این منبع لایزال الهی اندیشیده شود.

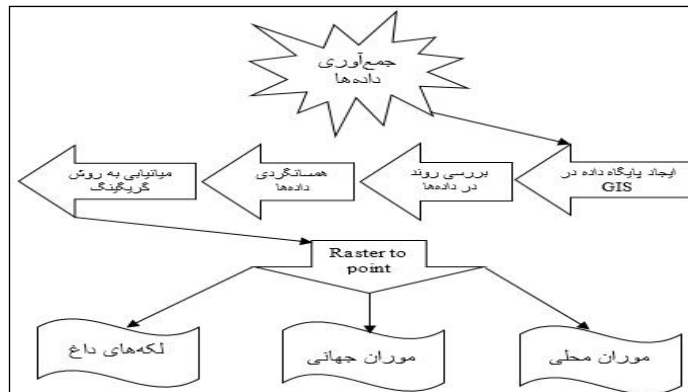
### مواد و روش‌ها

در این پژوهش از آمار ۱۲۵ ایستگاه همدید کشور با دوره آماری مشترک ۳۰ ساله (۲۰۱۲-۱۹۸۲) استفاده شد. شکل ۱ پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. در این پژوهش داده‌های نقطه‌ای با استفاده از روش میانبایی کریگینگ در نرم‌افزار ArcGIS 10.2.2 به داده‌های پهنه‌ای با یاخته‌هایی به ابعاد ۱۵×۱۵ کیلومتر تعمیم داده شد. جهت تسریع در روند محاسبات، از قابلیت‌های نرم‌افزار GS+ و Spss استفاده شده است. با توجه به اینکه اطلاعات مربوط به ساعات آفتابی دارای همبستگی مکانی می‌باشد؛ لذا می‌توان با

استفاده از روش‌های آمار فضایی مدل ساعات آفتابی را به دست آورد و سپس با استفاده از آماره‌های خوشه و ناخوشه و تحلیل لکه‌های داغ پیش‌یابی‌های لازم را انجام داد.



شکل ۱- ایستگاه‌های هم‌دید مورد مطالعه



شکل ۲- روندنمای مراحل انجام کار

برای پیش‌یابی مکانی روش‌های گوناگونی ارائه شده است که در این پژوهش با توجه به بررسی‌های انجام شده و مقایسه مجموع مربع خطاهای مدل‌های مختلف پیش‌یابی روش کریجینگ روش بهنجار تشخیص داده شده است (میرموسوی و میریان، ۱۳۹۰: ۱۵۸؛ گودرزی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۴۵)، لذا کلیه بررسی‌های مبنی بر پیش‌یابی داده‌های ساعات آفتابی ایران، بر اساس این روش ارائه شده است. پیش‌یاب که از روش کریجینگ به دست می‌آید، خطی، ناریب و دارای کوچک‌ترین واریانس در بین تمام پیش‌یاب‌های ناریب خطی است؛ که به دو صورت کریجینگ معمولی و کریجینگ عام می‌باشد.

در آمار فضایی شناخت الگوها و کشف روندهای موجود در داده‌های فضایی از اهمیت زیادی برخوردار است (Waagepetersen and, 2006: 268)، چراکه قبل از هرگونه تحلیل و تهیه نقشه در آمار فضایی باید این پیش‌داوری صورت گیرد که داده‌ها چگونه در فضا توزیع شده‌اند و توزیع آن‌ها در فضا از چه الگو و قاعده‌ای پیروی می‌کند (رهنما و امیرفخریان، ۱۳۹۱: ۱۳۴). در پژوهش پیش‌رو 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 داده فضایی در آمار فضایی بسط داده شده است. بدین منظور می‌توان به شاخص جهانی موران<sup>۱</sup> که به *Global Moran I* معروف است، اشاره نمود که این آماره عددی را به دست می‌دهد ( $Z$ -score)، که با استفاده از آن می‌توان درجه پراکنده بودن یا متمرکز بودن عوارض یا داده‌های فضایی را در فضا اندازه‌گیری نمود (Illian et al, 2008: 418). 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 (عالیخواه، ۱۳۹۶: ۲۵۲).

---

1. Moran

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

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  $j$ ،  $n$  تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه مورد استفاده و  $s_0$  جمع کل وزن‌های فضایی می‌باشد. در این پژوهش از تحلیل خوشه و ناخوشه<sup>۱</sup> و تحلیل لکه‌های داغ<sup>۲</sup> برای مطالعه ساعات آفتابی استفاده شده است. تحلیل خوشه و ناخوشه که به شاخص انسلین محلی موران نیز مشهور است، الگویی بهینه برای نمایش توزیع آماری پدیده‌ها در فضا می‌باشد (Anselin et al, 2009: 74). 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 (Ripley, 2005: 149):

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

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. نمره  $Z$  محاسبه شده نشان می‌دهد که در کدام مناطق داده‌ها با مقادیر زیاد یا کم خوشه‌بندی شده‌اند. امتیاز  $Z$  برای خروجی نهایی زمانی به دست خواهد آمد که مجموع محلی (Localsum) عارضه و همسایه آن به‌طور نسبی با جمع کل عارضه‌ها مقایسه گردد (Zhang et al, 2008: 219). آماره گنیس - ارد جی به‌صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود (Gelfand et al, 2011: 187):

1. Cluster and Outlier Analysis

2. Hot Spot Analysis

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} - x \sum_{i=1}^n w_{i,j}}{S \sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه فوق،  $x_j$  مقدار خصیصه برای عارضه  $j$ ، وزن فضایی بین عارضه  $i$  و  $j$  و  $n$  تعداد کل عارضه‌ها می‌باشد.

### یافته‌ها و بحث

خروجی‌های تحلیل خودهمبستگی فضایی موران جهانی، در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس جدول ۱ مقدار شاخص موران جهانی برای هر ۱۲ ماه سال بالای ۰/۹۰ می‌باشد. این نکته نشان‌دهنده آن است که بر اساس شاخص موران جهانی، ساعات آفتابی در ایران در دوره مورد مطالعه، دارای الگوی خوشه‌ای بالا در سطح ۰/۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد. آماره  $z$  برای هر ۱۲ ماه و میانگین سالانه دوره آماری مورد مطالعه، بالا و بین ۲۴۴ تا ۲۶۱ می‌باشد؛ بنابراین در مجموع بر اساس موران جهانی می‌توان استنباط نمود که تغییرات درون سالی ساعات آفتابی در ایران 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 و میانگین سالانه را رد نمود. حال اگر قرار بود ساعات آفتابی برای ماه‌های سال در ایران به‌طور نرمال در فضا پخش شده باشد، شاخص موران جهانی مقدار ۰/۰۰۰۱۳۹- را اختیار می‌نمود.

جدول ۱- خروجی آماره موران به‌صورت ماهیانه

ماه	شاخص موران	شاخص موران مورد انتظار	واریانس	z-score	p-value
ژانویه	۰/۹۶۱۶۱۱	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۹/۴۱۹۲۷۰	.
فوریه	۰/۹۵۴۲۰۶	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۷/۴۲۷۲۰۱	.
مارس	۰/۹۴۸۸۵۴	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۶/۰۰۱۷۶۷	.
آوریل	۰/۹۴۸۵۱۷	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۵/۹۰۷۸۸۰	.
مه	۰/۹۴۳۴۶۲	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۴/۵۶۴۲۶۵	.
ژوئن	۰/۹۰۶۶۰۱	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۴۴/۶۳۷۳۴۰	.
ژوئیه	۰/۹۳۷۰۵۰	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۲/۸۲۶۹۳۰	.

اوت	۰/۹۴۴۹۱۱	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۴/۹۳۳۲۶۸	۰
سپتامبر	۰/۹۰۴۶۵۰	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۴۴/۱۹۰۸۰۹	۰
اکتبر	۰/۹۳۱۹۱۵	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۱/۴۷۶۰۴۸	۰
نوامبر	۰/۹۶۰۲۸۶	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۹/۰۷۰۲۳۰	۰
دسامبر	۰/۹۶۵۶۴۱	-۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۶۰/۵۰۵۴۱۱	۰
مجموع	۰/۹۳۹۵۱۸	۰/۰۰۰۱۳۹	۰/۰۰۰۰۱۴	۲۵۳/۵۳۹۱۴۴	۰

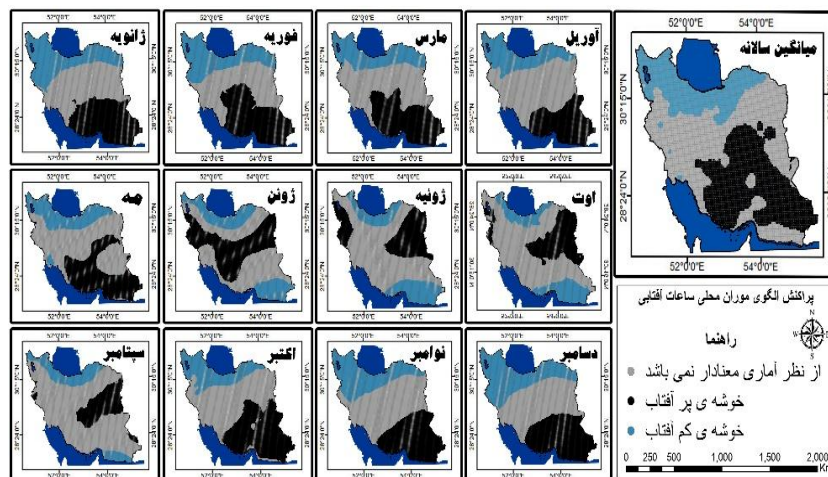
چنانچه در جدول ۱ نیز مشاهده می‌شود، در ۱۲ ماه سال و مجموع میانگین سالیانه، مقدار شاخص موران جهانی بالای ۰/۹۰ بوده است. این نوع از توزیع داده‌ها مبین این امر می‌باشد؛ که الگوی پراکنش فضایی ساعات آفتابی در فواصل و مقیاس‌های چندگانه از فاصله‌ای به فاصله دیگر و یا مقیاسی به مقیاس دیگر تغییر می‌کند. لذا از آنجاکه ساعات آفتابی در ماه‌های گرم سال برای کل کشور افزایش می‌یابد، تغییر اندازه ساعات آفتابی محسوسی در کل کشور برای واحدهای همسایگی حاصل شده است. ولی در ماه‌های سرد سال ساعات آفتابی به‌طور نامتوازن در کشور 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 تقریباً مشابه ساعات آفتابی در کل پهنه کشور می‌باشد. همان‌طوری که مشاهده شد خودهمبستگی فضایی موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند. به‌همین دلیل برای نشان دادن توزیع فضایی الگوی حاکم بر ساعات آفتابی ایران، طی دوره مورد مطالعه از موران محلی استفاده شده است. شکل ۳ تغییرات درون‌سالی خودهمبستگی فضایی الگوی خوشه‌ای ساعات آفتابی را طی دوره آماری مورد مطالعه (۲۰۱۲-۱۹۸۲) نشان می‌دهد. در سه ماه فصل تابستان (ژوئیه، اوت و سپتامبر) در اکثر مناطق کشور هیچ نوع الگویی حاکم نبوده یا به‌عبارتی فاقد خودهمبستگی فضایی بوده است. این وضعیت به‌طور متوسط با مقدار ۵۹/۲۹ درصد در سه ماه فصل تابستان در سطح کشور توزیع شده است (شکل ۳). در ماه ژانویه ۳۱/۶۸، فوریه ۳۵/۴۰ و مارس ۳۳/۶۹ درصد از مناطق کشور (به دلیل عرض جغرافیایی پایین و تابش عمودتر خورشید به نسبت مناطق شمالی کشور) که غالباً در نواحی جنوب، مرکز و جنوب‌شرق به نمایندگی ایستگاه‌های هم‌دید استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان، شیراز و اصفهان دارای الگوی خوشه‌ای با ارزش بالا (خودهمبستگی فضایی مثبت) حاکم می‌باشد. در همین دوره از سال



الگوی آفتابی یا مقادیر با ارزش پایین (خودهمبستگی فضایی منفی) که نمایانگر خوشه‌های کم آفتاب می‌باشند به ترتیب در ماه‌های فصل زمستان با مقدار عددی ۲۸/۶۴، ۲۷/۶۸ و ۲۳/۴۸ درصد توزیع شده‌اند (جدول ۲)؛ و به صورت نواری، در نواحی شمال، شمال غرب و شمال شرقی کشور کشیده شده‌اند، که دلیل آن وجود سدهای کوهستانی البرز و زاگرس می‌باشد که از نفوذ بادهای غربی به ایران مرکزی جلوگیری می‌کند. در فصل بهار مقادیر ساعات آفتابی با خودهمبستگی فضایی مثبت بالا نسبت به فصل زمستان حدود ۲/۴۸ درصد کاهش یافته و از نظر مکانی نیز دچار تغییراتی شده است (شکل ۳). به طوری که خوشه‌های با ارزش بالا به سمت شرق، غرب و مرکز کشور (کردستان، کرمانشاه، خراسان جنوبی، یزد، لرستان و غیره) کشیده شده است. این در حالی است که مقادیر با ارزش بالا یا دارای خودهمبستگی فضایی مثبت در فصل زمستان محدود به مناطق جنوبی و دارای افت و خیز کم بوده است. در فصل تابستان از تغییرات الگوهای ساعات آفتابی کم کاسته شده است، به این ترتیب برای ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر به ترتیب مقادیر ۲۱/۷۶، ۱۹/۳۸ و ۱۵/۴۹ درصد نشان داده شده است. همان طور که قابل مشاهده است در این فصل از سال از مساحت الگوهای کم آفتاب اندکی کاسته شده است و به لحاظ مکانی نیز تغییرات ناچیزی را تجربه کرده است. در فصل زمستان مساحت الگوهای پر آفتاب و کم آفتاب نسبت به سه فصل قبل کمترین افت و خیز عددی را داشته‌اند (جدول ۲). به طور میانگین در مجموع سه ماه ژانویه، فوریه و مارس ۳۹/۸۱ درصد از مساحت کشور از هیچ الگوی فضایی پیروی نمی‌کند. در مجموع با توجه به اینکه مقادیر دارای خودهمبستگی فضایی مثبت در هر چهار فصل از سال و با نگاهی کلی، در مجموع میانگین سالیانه، به نواحی جنوبی و مرکزی و در بعضی از ماه‌های سال (شکل ۳) به مناطق شرقی، غربی محدود شده است، می‌توان استنباط نمود که عوامل محلی در توزیع پراکندگی ساعات آفتابی در ایران نقش بسزایی دارند.

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

نوع الگوی آفتابی	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	سالانه
الگوی خوشه‌ای بالا	۳۱/۶۸	۳۵.۴	۳۳/۶۹	۲۶/۶۷	۳۱/۸۶	۳۴/۷۹	۱۹/۹۰
الگوی خوشه‌ای پایین	۲۸/۶۴	۲۷/۶۸	۲۳/۴۸	۲۳/۰۴	۱۹/۷۸	۲۲/۳۱	۳۳/۳۹
فاقد الگو	۳۹.۶	۳۶.۹۲	۴۲/۸۳	۵۰/۲۹	۴۸/۳۶	۴۲/۹۰	۴۶/۷۱
نوع الگوی آفتابی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	-
الگوی خوشه‌ای بالا	۲۴/۸۵	۲۴/۰۱	۱۶/۶۵	۳۵/۶۷	۲۹/۸۸	۳۰/۷۹	-
الگوی خوشه‌ای پایین	۳۱/۷۶	۱۹/۳۸	۱۵/۴۹	۱۹/۱۳	۲۶/۲۲	۳۰/۱۰	-
فاقد الگو	۵۳/۳۹	۵۶/۶۱	۶۷/۸۶	۴۵/۲۰	۴۳/۹۰	۳۹/۱۱	-



شکل ۳- نتایج حاصل از پراکنش الگوی موران محلی ساعات آفتابی در ایران

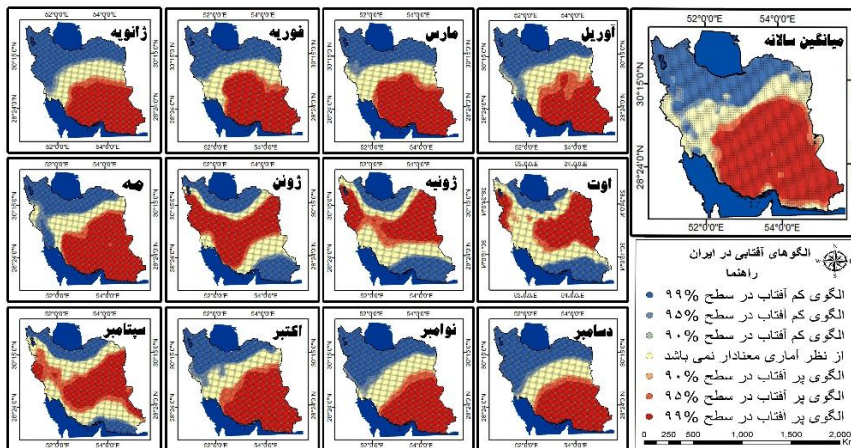
با توجه به آنچه تاکنون گفته شد، آن دسته از نواحی کشور که ساعات آفتابی آن‌ها دارای خودهمبستگی فضایی مثبت (خوشه‌های پر آفتاب) و منفی (خوشه‌های کم آفتاب) بودند مشخص گردیده؛ اما به‌منظور حصول اطمینان از مناطق دارای خوشه‌های با ارزش بالا و پایین از شاخص  $GI^*$  یا  $HotSpot$  استفاده شده است که نتایج آن در شکل ۴ و جدول ۳ ارائه شده است. آماره  $GI^*$  که برای هر عارضه موجود در داده‌های محاسبه می‌شود، نوعی امتیاز  $Z$  است. همان‌طور که از شکل ۴ برمی‌آید، ماه ژانویه در فصل زمستان ساعات پر

آفتاب (در سطح معناداری ۹۹ درصد) به قسمت‌های جنوب، جنوب‌شرق و مرکز (به دلیل پایین بودن عرض جغرافیایی، تابش عمودتر خورشید نسبت به مناطق شمالی و نبود ابرناکی) به نمایندگی ایستگاه‌های همدید استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان، شیراز، اصفهان و یزد محدود شده است؛ که به ترتیب در ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس ۳۸/۰۵، ۴۱/۴۴، ۴۲/۳۶ درصد از مناطق کشور را تشکیل داده‌اند. در همین فصل از سال، مناطقی که نماینده ساعات کم آفتاب (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) بوده نواحی مرتفع کشور را تحت سیطره خود قرار داده‌اند (به دلیل گسترش بادهای غربی در منطقه و افزایش ابرناکی و بالا بودن عرض جغرافیایی) به طوری که در ایستگاه‌های همدید استان‌های تهران، تبریز، مشهد، سمنان و کردستان به احتمال ۹۹ درصد لکه کم آفتاب تشخیص داده شده است. مناطق فاقد الگوی معناداری در فصل زمستان به ترتیب ۱۶/۷۲، ۱۷/۸۹ و ۱۹/۱۶ درصد برای ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس محاسبه شده است. الگوی خوشه‌ای مقادیر بالای خودهمبستگی فضایی ساعات آفتابی یا به عبارتی دیگر الگوی پر آفتاب در فصل بهار که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد، افزایش پیدا کرده است (جدول ۳). اما به لحاظ مکانی به جز ماه ژوئن تغییرات ناچیزی را نسبت به دو ماه فوریه و مارس داشته است. به طوری که در ماه ژوئن دنباله نواحی با خودهمبستگی فضایی مثبت در سطوح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد تا جنوب خراسان رضوی، کرمانشاه و کردستان کشیده شده است (شکل ۴). در فصل بهار، نواحی با خودهمبستگی فضایی منفی نسبت به فصل زمستان از نظر مکانی تغییرات قابل توجهی داشته است به طوری که لکه کم آفتاب با احتمال ۹۵ درصد از شمال غرب به سمت جنوب-غرب کشیده شده است. حتی در ماه ژوئن که لکه پر آفتاب به سمت مرکز کشیده شده در سواحل جنوب شرقی لکه‌های کم آفتاب بوجود آمده است که دلیل آن هم به خاطر نزدیکی به دریا و رطوبت زیاد می‌باشد که باعث کاهش ساعات آفتابی می‌شود. مناطق فاقد الگوی معناداری در فصل بهار نسبت به سه ماه قبل خود تغییراتی نه‌چندان محسوسی را داشته است؛ به طوری که مقدار آن برای ماه‌های آوریل ۱۸/۸۸، مه ۱۵/۴۷ و ژوئن ۲۰/۲۵ درصد می‌باشد (جدول ۳). لکه‌های پر آفتاب در فصل تابستان نسبت به ۹ ماه دیگر سال کشیدگی زیادی به سمت مرکز و شرق و غرب کشور داشته‌اند، به طوری که منطقه سرخس که در اکثر

ماه‌های قبل سال فاقد الگوی معناداری بوده، در فصل تابستان در آن لکه پر آفتاب تشخیص داده شده است، در این فصل از سال به دلیل اینکه بادهای غربی به منطقه شمال کشور پسروری کرده و فعالیت‌های موسمی تابستانه نیز در جنوب کشور شروع شده، مناطق شمالی و جنوبی کشور دارای الگوهای همبستگی فضایی منفی می‌باشد، اما مناطق مرکزی کشور به دلیل استقرار سامانه پرفشار جنب حاره آזור دارای الگوهای پرآفتاب هستند. لکه‌های کم آفتاب در سطوح اطمینان مختلف نیز در ماه‌های ژوئیه، اوت و سپتامبر از مرکز به سمت شمال (دریای خزر) در حال جابجا شدن هستند. جابجایی جنوب به مرکز لکه‌های پر آفتاب در فصل تابستان به دلیل عرض جغرافیایی و آفتاب‌گیری زیاد در سمت مرکز کشور و فعالیت موسمی‌های تابستانه در جنوب شرق کشور می‌باشد همچنین مجرد و مرادی (۱۳۹۳) نیز در پژوهشی که بر روند ساعات آفتابی در ایران با روش‌های ناپارامتریک داشتند بر این مهم صحه گذاشتند. تغییرات خودهمبستگی فضایی ساعات آفتابی در ایران در فصل پاییز بر اساس شاخص  $GI^*$  تقریباً مشابه فصل زمستان بوده است. باین‌وجود در این فصل از سال لکه‌های کم آفتاب از پوشش یا مساحت بیشتری نیست به دوره‌های قبل برخوردار بوده و در مجموع در ماه اکتبر ۳۰/۵۸، ماه نوامبر ۳۸/۵۰ و در دسامبر ۳۹/۶۹ درصد از مساحت کشور دارای خودهمبستگی فضایی منفی و یا به عبارت دیگر دارای الگوهای کم آفتاب بوده است. مناطقی با خودهمبستگی فضایی مثبت در مجموع در ماه اکتبر ۵۱/۵۹ نوامبر ۲۵/۰۳ و دسامبر ۴۴/۲۳ از مساحت کشور را تشکیل داده‌اند. در فصل پاییز درصد مناطق با عدم معناداری به کمترین مقدار خود رسیده است که این امر به افت‌وخیز کمتر ساعات آفتابی در این فصل از سال برمی‌گردد (در مجموع سه ماه ۵۲/۳۸ درصد از کل مساحت کشور). این مقدار در فصل زمستان ۵۴/۵۷ درصد، در فصل تابستان ۸۶/۰۳ درصد و در فصل بهار ۵۴/۶۰ بوده است. در مجموع بر اساس میانگین سالانه ساعات آفتابی نیمه جنوبی کشور دارای الگوی خوشه‌ای پرآفتاب می‌باشد و بیش از ۵۰ درصد مساحت کشور از الگوی پرآفتاب پیروی می‌کند.

جدول ۳- درصد مساحت تحت پوشش ساعات آفتابی در ایران

نوع ساعات آفتابی	زانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	میانگین سالانه
الگوی کم آفتاب در سطح 90%	۳۲/۲۶	۳۰.۳۵	۲۶/۱۹	۲۷/۵۸	۲۴/۳۹	۲۵/۰۴	۲۳/۸۱
الگوی کم آفتاب در سطح 95%	۳.۹	۲.۵۴	۳/۴۰	۵/۳۹	۵/۱۳	۲/۷۵	۵/۰۳
الگوی کم آفتاب در سطح 99%	۲.۶۴	۱.۳۳	۱/۵۳	۲/۶۴	۲/۱۳	۱/۶۳	۲/۲۹
فاقد الگوی معناداری %	۱۶.۷۲	۱۷.۹۸	۱۹/۹۶	۱۸/۸۸	۱۵/۴۷	۲۰/۲۵	۱۶/۹۰
الگوی پر آفتاب در سطح 90%	۱.۹۰	۱.۸۸	۱/۷۵	۲/۲۶	۱/۵۶	۲/۵۸	۲/۳۵
الگوی پر آفتاب در سطح 95%	۴.۵۳	۴.۵۷	۴/۸۱	۸/۶۷	۴/۰۷	۵/۳۲	۵/۲۶
الگوی پر آفتاب در سطح 99%	۳۸.۰۵	۴۱.۴۴	۴۲/۳۶	۳۳/۵۸	۴۷/۲۵	۴۲/۴۳	۴۴/۳۶
نوع ساعات آفتابی	ژوئیه	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر	-
الگوی کم آفتاب در سطح 90%	۲۴/۳۸	۲۲.۲۲	۱۷/۸۱	۲۳/۲۶	۳۱/۵۴	۳۴/۳۲	-
الگوی کم آفتاب در سطح 95%	۲/۶۳	۲/۹۶	۲/۵۷	۴/۵۸	۴/۴۹	۳/۷۲	-
الگوی کم آفتاب در سطح 99%	۱/۴۲	۱/۴۲	۱/۴۷	۲/۷۴	۲/۴۷	۱/۶۵	-
فاقد الگوی معناداری %	۳۶/۵۰	۳۱/۵۸	۲۷/۹۵	۱۷/۸۳	۱۹/۴۷	۱۶/۰۸	-
الگوی پر آفتاب در سطح 90%	۳/۷۶	۴/۴۸	۵	۲/۰۵	۲/۲۸	۲/۰۴	-
الگوی پر آفتاب در سطح 95%	۹/۱۷	۶/۰۶	۱۳/۳۱	۶/۳۵	۴/۹۹	۴/۶۹	-
الگوی پر آفتاب در سطح 99%	۳۲/۱۴	۳۱/۲۸	۳۱/۸۹	۴۳/۱۹	۳۴/۷۶	۳۷.۵	-



شکل ۴- نتایج حاصل از پراکنش الگوی لکه داغ برای ساعات آفتابی طی دوره مورد مطالعه

### نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از روش موران جهانی نشان داد که تغییرات خودهمبستگی فضایی ساعات آفتابی کشور از الگوی خوشه‌ای بالا پیروی می‌کند. از آنجایی که شاخص موران جهانی فقط نوع الگو را مشخص می‌کند لذا به منظور تغییرات خودهمبستگی فضایی الگوهای ساعات آفتابی در ایران از شاخص موران محلی و تحلیل لکه‌های داغ استفاده گردید. بر اساس هر دو شاخص، مناطق جنوب، جنوب شرق و مرکز به نمایندگی ایستگاه‌های همدید استان‌های سیستان و بلوچستان (به جز زمان فعالیت موسمی‌ها که باعث افزایش ابرناکی و حاکم شدن الگوی کم آفتاب در منطقه می‌شود)، کرمان، شیراز، اصفهان و یزد نقش قابل توجهی در شکل‌دهی الگوهای پر آفتاب با الگوی خوشه‌ای بالا داشته‌اند. این در حالی است که نواحی دارای خودهمبستگی فضایی منفی یا به عبارتی دیگر الگوهای کم آفتاب در هر ۱۲ ماه سال به بخش‌های مرتفع کشور محدود شده است. در مجموع، مساحت بالایی از کشور در هر ۱۲ ماه مورد مطالعه فاقد خودهمبستگی فضایی معنادار به لحاظ آماری بوده است. نتایج این پژوهش نشان داد که الگوهای ساعات آفتابی در یک بازه زمانی بلندمدت تحت تعامل عناصر گردشی جو شکل می‌گیرند، اما نقش‌آفرینی متفاوتی دارند. به طوری که آرایش جغرافیایی الگوهای ساعات آفتابی را عوامل محلی، به ویژه ارتفاعات (اثر ارتفاعات با توجه به شکل ۴ به طور واضح قابل ملاحظه می‌باشد. همان‌طور که در شکل ۴ دیده می‌شود در ماه‌های فصل زمستان (ژانویه، فوریه و مارس) رشته‌کوه البرز و زاگرس به مانند یک سد کوهستانی جلوی نفوذ بادهای غربی و پرفشار سیبری را به ایران مرکزی گرفتند و باعث شدند که در مناطق شمالی کشور درصد ابرناکی افزایش یابد و به دلیل عرض جغرافیایی بالا و زمان سال مدت زمان تابش آفتاب کاهش یابد و الگوهای کم آفتاب بر منطقه حاکم شود. حتی در ماه مه اثر ارتفاعات به صورت کاملاً شفاف مشخص می‌باشد و ارتفاعات البرز و زاگرس مانع نفوذ سامانه‌های بارش‌زا یا ابرزا به داخل ایران مرکزی شده و دقیقاً منطبق بر پشت این رشته‌کوه‌ها الگوهای خودهمبستگی فضایی منفی یا همان الگوی کم آفتاب تشکیل شده است. همچنین در فصل تابستان (ژوئیه، اوت، سپتامبر) که فعالیت‌های موسمی در جنوب کشور آغاز شده باعث افزایش ابرناکی در جنوب کشور شده و در ایران مرکزی

پرفشار جنب‌حاره‌ای آזור غالب گشته و در پشت سد کوهستانی زاگرس نیز باد فون تشکیل یافته و به دلیل استقرار سامانه پرفشار بر روی منطقه مدت‌زمان تابش آفتاب نیز افزایش یافته و در نتیجه الگوهای پرفشار بر منطقه حاکم شده است، به بیانی واضح‌تر ردپای پیکربندی ناهمواری‌ها و نقش عرض جغرافیایی را می‌توان در آن‌ها مشاهده نمود که معینی و همکاران (۱۳۸۹) نیز در پژوهش خود (برآورد تابش خورشیدی با استفاده از مدل آنگستروم) به آن اشاره نمودند؛ این در حالی است که نباید نقش عوامل بیرونی را در شکل‌گیری الگوهای ساعات آفتابی نادیده گرفت؛ چراکه عوامل بیرونی یا تلویحاً همان عناصر گردش عمومی جو در تعیین رژیم آفتابی و آهنگ تغییرات ساعات آفتابی در طول زمان نقش دارند. اگر به نقشه خوشه‌های ساعات آفتابی کشور توجه نمائیم، مشاهده می‌شود خوشه‌های پر آفتاب و کم آفتاب شبیه به هم نیستند. این تباین ناشی از تأثیر عناصر گردش عمومی جو است. پس به‌طور کلی می‌توان گفت که ساعات آفتابی تحت تأثیر دو سیستم ایجاد و کنترل می‌شوند؛ که عبارتند از: ۱- عوامل محلی کنترل‌کننده مکان (آرایش جغرافیایی ساعات آفتابی) ۲- عوامل بیرونی کنترل‌کننده زمان (رژیم ساعات آفتابی). 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

- خلیلی‌ا قدم، نبی؛ سلطانی، افشین (۱۳۸۸)، بررسی تغییر اقلیم ارومیه طی ۵۰ سال گذشته، *پژوهش‌های حفاظت آب و خاک*، (۴) ۱۶.
- رهنما، محمدرحیم؛ امیرفخریان، مصطفی (۱۳۹۱)، تحلیل توزیع فضایی آزانس‌های مسافرتی در کلانشهر مشهد، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۴۱، صص ۱۲۹-۱۵۲.
- سلیقه، محمد؛ فرامرزی، یمانی؛ اسماعیل‌نژاد، مرتضی (۱۳۸۷)، پهنه‌بندی اقلیمی استان سیستان و بلوچستان، *جغرافیا و توسعه*، ۱۲.
- عالیخواه، علی (۱۳۹۶)، تحلیل فضایی نظام سکونتگاهی استان گیلان در ارتباط با عوامل طبیعی، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۶۱، صص ۲۴۱-۲۶۰.
- علیجانی، بهلول؛ کاویانی، محمدرضا (۱۳۸۵)، *مبانی آب و هواشناسی*، انتشارات سمت، تهران.
- گودرزی، مسعود؛ جهانبخش اصل، سعید؛ رضایی بنفشه، مجید (۱۳۹۰)، تهیه و بررسی منحنی‌های عمق-سطح-تداوم بارش در استان اصفهان، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۳۷، صص ۱۳۳-۱۴۹.
- مجرد، فیروز؛ مرادی، کامران (۱۳۹۳)، نگرشی بر ناموزونی‌ها و روندهای ساعات آفتابی در ایران، *فصلنامه جغرافیا و توسعه*، (۳۴) ۱۲، صص ۱۵۳-۱۶۶.
- معینی، سام؛ جوادی، شهرام؛ کوکی، محسن و دهقان منشادی، محسن (۱۳۸۹)، برآورد تابش خورشیدی در ایران با استفاده از یک مدل بهینه، *نشریه انرژی ایران*، (۲) ۱۳، صص ۱-۱۰.
- میرموسوی، سیدحسین؛ میریان، مینا (۱۳۹۰)، کاربرد روش‌های زمین آمار در مطالعات توزیع مکانی بارش (مطالعه موردی: استان کرمان)، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۳۸، صص ۱۷۸-۱۵۳.
- 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.



- 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.
- Gelfand, A. E., Diggle, P., Guttorp, P., & Fuentes, M. (Eds.). (2010). *Handbook of spatial statistics*. CRC press.
- Hunt, LA; Kuchar, L; Swanton, CJ. (1998). Estimation of solar radiation for use in crop modelling. *Agric For Meteorol*, pp. 293–300.
- Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., and Stoyan, D. (2008). Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns. John Wiley and Sons, Chichester.
- Kim, S., & Singh, V. P. (2014). Modeling daily soil temperature using data-driven models and spatial distribution. *Theoretical and Applied Climat*, 1-15.
- Long Chen, J; Sheng Li, G; Sheng-Jun, W. (2013). Assessing the potential of support vector machine for estimating daily solar radiation using sunshine duration, *Energy Conversion and Management*, pp. 311–318.
- Polo, J; Gastón, M; Vindel, J.M; Pagola, I. (2015). Spatial variability and clustering of global solar irradiation in Vietnam from sunshine duration measurements, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, pp. 1326–1334.
- Ripley, B. D. (2005). *Spatial statistics (Vol. 575)*. John Wiley & Sons.
- Robeson, S. M., Li, A., & Huang, C. (2014). Point-pattern analysis on the sphere. Spatial Statistics.
- Sawan, Z. M. (2014). Climatic factors: Evaporation, sunshine, relative humidity, soil and air temperature and cotton production. *Information Processing in Agriculture*, 4(18), 2835.
- Waagepetersenand, R., and Schweder, T. (2006). Likelihood-based inferences for clustered line transect data. *Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics*, 11:264–279.

- Yin,X,(1999).Bright sunshine duration in relation to precipitation, air temperature and geographic Location; *Theoretical and Applied Climat*; 64.
- 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.