

جغرافیا و توسعه شماره ۴۶ بهار ۱۳۹۶

وصول مقاله : ۱۳۹۵/۰۱/۲۴

تأیید نهایی : ۱۳۹۵/۰۳/۳۱

صفحات : ۱۶۹-۱۸۴

واکاوی روابط فضایی بارش‌های فرین غرب ایران

دکتر غلامعلی مظفری*^۱، دکتر احمد مزیدی^۲، شهاب شفیع^۳

چکیده

بارش‌های فرین در هر نقطه، به بارش‌های نابهنجار گفته می‌شود که در دنباله و دور از نقطه تمرکز توزیع فراوانی بارش آن نقطه قرار گرفته باشد. اخیراً آستانه‌ها و دنباله‌های بالایی توزیع فراوانی بارش مورد توجه بسیار بوده‌اند. در این راستا به فراخور ویژگی‌های جغرافیایی هر پهنه، آستانه‌های متعدد و متنوعی برای این ویژگی بارش معرفی و به کار گرفته شده است. یکی از نمایه‌های پرکاربرد مربوط به بارش روزانه، مبتنی بر توزیع تعمیم یافته مقادیر حدی است. در این پژوهش آستانه‌های بارش‌های فرین غرب ایران به روش‌های آماری توزیع تعمیم یافته، مقادیر حدی تعیین و بارش‌های فرین منطقه‌ی مورد مطالعه شناسایی، و توزیع فضایی آن‌ها مورد تحلیل قرار گرفت. برای انجام این کار از داده‌های شبکه‌ای حاصل از میانمایی روزانه ۶۹ ایستگاه سینوپتیک و اقلیم‌شناسی برای دوره‌ی آماری ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۰ استفاده گردید. سپس با استفاده از روش توزیع تعمیم یافته مقادیر حدی، بارش‌های روزانه ۲۲ میلیمتر و بیشتر از آن، به عنوان بارش‌های فرین انتخاب شدند. جهت شناسایی الگوی پراکنش و روابط فضایی بارش‌های فرین غرب ایران (استان‌های همدان، کردستان، کرمانشاه، لرستان و ایلام) از آماره مورن کلی^۴، مورن محلی^۵ و نمایه گتیس ارد-جی استار^۶ استفاده شد. الگوی فضایی برانزده بارش‌های فرین غرب ایران یک الگوی خوشه‌ای است که معنی‌داری آن در سطح ۹۹ درصد اطمینان تأیید گردید. خوشه‌های فراوانی و خوشه‌های متوسط بارش‌های فرین در بعضی از نواحی مانند استان‌های همدان و کردستان بر همدیگر منطبق بوده ولی در بعضی نواحی با یکدیگر ارتباطی نداشتند. بیشتر بسامد و متوسط بارش‌های فرین در استان‌های همدان و کردستان به وقوع پیوست. بر اساس هر دو شاخص موران محلی و لکه‌های داغ ارتفاعات منطقه‌ی مورد مطالعه نقش قابل توجهی در الگوهای بارش‌های فرین با الگوی خوشه‌ی بالا داشته است. نتایج این تحقیق نشان داد که فراوانی و متوسط بارش‌های فرین غرب ایران تحت تأثیر ناهمواری‌ها و آرایش آن‌ها و همچنین سامانه‌های همدیدی است.

کلیدواژه‌ها: تحلیل فضایی، بارش فرین، خودهمبستگی فضایی، غرب ایران.

gmozafari@yazd.ac.ir

mazidi@yazd.ac.ir

shafieshabab@gmail.com

4 - Global Moran's I statistic

5 - Local Moran's I statistic

6 - Getis- Ord G* statistic

۱- دانشیار آب و هواشناسی جغرافیا، دانشگاه یزد*

۲- دانشیار آب و هواشناسی جغرافیا، دانشگاه یزد

۳- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، دانشگاه یزد

مقدمه

حالات مختلف عناصر آب و هوایی، حاصل کنش‌ها و واکنش‌های بی‌وقفه و پیوسته‌ی اجزای مختلف سامانه‌ی آب و هوا است که موجب شکل‌گیری تنوع مکانی و تغییرات زمانی رویدادهای آب و هوایی می‌شود. شناخت این تنوع و تغییر از ضرورت‌های اولیه برای شناخت محیط و برنامه‌ریزی مبتنی بر این شناخت است. یکی از عناصر آب و هوایی مهم که شناخت آن از الزامات بنیادی در شناخت آب و هوا است، بارش و نوسان‌ها، حالات و شدت آن است. یکی از حالات بارش، بارش فرین است. بارش فرین را می‌توان به عنوان یک ناهنجاری بارشی و یک مخاطره به شمار آورد که شرایط خاصی از وضعیت جوی است (ستوده و علیجانی، ۱۳۹۴: ۶۴). برطبق IPCC (۲۰۰۷)، یک رخداد هواشناسی حدی، یک رخداد است که در مکان و زمان خاصی در سال نادر است. تعاریف "نادر" می‌توانند متغیر باشند. برحسب اهداف، روش‌ها و نوع عنصر اقلیمی مورد بررسی، تعاریف پر شمار و متنوعی از آستانه‌های اقلیمی ارائه شده است.

بنستاد (۲۰۰۶) معتقد است که رویداد فرین به شرایط یا رویدادهای شدید غیرمعمول فیزیکی گفته می‌شود که به لحاظ آماری مقادیر بزرگ یا کوچک عناصر یک مجموعه را شامل می‌شود (Benestad, 2006: 632).

بکر و همکاران (۲۰۰۷) نیز معتقدند که رویداد فرین به رویدادی گفته می‌شود که مقدار آن از یک آستانه فراتر می‌رود و برای یک متغیر فرضی در یک دوره معین، مشاهداتی بیشتر یا کم‌تر از حد معمول رخ داده بتوان در نواحی مختلف، آستانه‌های متفاوتی برای آن‌ها تعریف نمود (Becker et al, 2007: 140). بنابراین رویدادهای فرین جوی به‌حوادث نادر و دور از شرایط بهنجار گفته می‌شود (Bartolini et al, 2008: 1752). یک رویداد بارشی فرین باید نادرتر از صدک دهم یا

نودم تابع تراکم بارش فرین احتمالی مشاهده شده باشد، یا ممکن است از طریق رویکرد های آماری در قالب مقادیر فرین در روش‌های آستانه‌ای (POT) تعریف شود (Beniston et al, 2007). علاوه بر این، رویداد بارش فرین ممکن است از منطقه‌ای به منطقه‌ی دیگر متغیر باشد (IPCC 2007). مثلاً ممکن است مشخصه یک رویداد بارشی ۲۰ میلی‌متری در غرب ایران نرمال باشد اما در مرکز ایران فرین باشد. در نتیجه، شناخت رویدادهای بارش‌های فرین با حجم‌های متفاوت به دلیل پیامدهای شدید آن‌ها برای جامعه‌ی بشری و سیستم‌های زیستی از اهمیت بالایی برخوردار است. معمولاً سیل توسط طوفان‌های همرفتی گذرا که به‌عنوان دوره‌های بارش فرین تعریف می‌شود به وجود می‌آید. از سوی دیگر، دوره‌ای از بارندگی سنگین ممکن است تأثیری متفاوت بر روی منابع، تخلیه‌ی رودخانه، و منابع آبی یک منطقه داشته باشد. ارزیابی ریسک سیل یا فرسایش رابطه‌ی نزدیکی با تشخیص مناسب و ثبت داده‌های کمی بارش‌های فرین دارد. فریچ و همکاران^۲ (۲۰۰۲)، از شاخص‌های صدک مشابهی برای تعیین تغییرات در بارش فرین از یک پایگاه داده‌ای گسترده استفاده کردند که این پایگاه همپشایر^۳ شمالی و استرالیا را در بر می‌گیرد. کلین تانک و کونن^۴ (۲۰۰۳)، با استفاده از هفت شاخص بارش، روزهای بارندگی فرین اروپا را در دوره ۱۹۹۹-۱۹۴۶ مورد مطالعه قرار دادند که سه مورد از این شاخص‌ها بر اساس آستانه‌های صدک بودند. شمیدلی و فری^۵ (۲۰۰۵)، بارش فرین زمستانی و پاییزی سوئیس با استفاده از یک شاخص بارندگی فرین صدک-محور را مورد بررسی قرار دادند.

تبادل‌ی و همکاران^۶ (۲۰۰۶)، بر اساس تحلیل چهار چهار شاخص فرین، تغییراتی در حدود بارش جهانی

2-Frich et al

3-Hampshire

4-Klein Tank and Können

5-Schmidli and Frei

6-Tebaldi et al

1-Intergovernmental Panel on Climate Change

نظری پور و همکاران (۱۳۹۴)، الگوهای توزیع فضایی دما، بارش و رطوبت نواحی مرکزی ایران را با استفاده از تحلیل اکتشافی و خود همبستگی فضایی زمین آمار مورد بررسی قرار دادند که نتایج حاصل از موران موضعی نشان داد که الگوی دما، بارش و رطوبت در گستره بزرگی از نواحی مرکزی ایران از الگوی تصادفی تبعیت می‌کنند، با وجود این، الگوی دما توزیع پراکندگی بیشتری داشته است.

ستوده و علیجانی (۱۳۹۴) رابطه‌ی پراکندگی فضایی بارش‌های فرین و الگوهای فشار در گیلان را بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که با توجه به آرایش مکانی بیضی استاندارد، بیشتر بارش‌های فرین در راستای شرقی- غربی نایکنواختی و یا ضریب تغییرپذیری مکانی بیشتری دارند.

در این پژوهش بر اساس توزیع تعیم یافته مقادیر فرین آستانه بارش‌های فرین مشخص و سپس بارش‌های فرین غرب ایران (استان کرمانشاه، همدان، کردستان، ایلام و لرستان) شناسایی گردید. سپس بر اساس روش‌های معتبر آمار کلاسیک و آمار مکانی، محدوده و شدت فضایی بارش‌های فرین مذکور مورد بررسی قرار گرفت، تا بتوان در برنامه‌ریزی‌های منطقه‌ای و بویژه در مقیاس محلی کارآیی و دقت بالایی به دست آورد.

مواد و روش

در این پژوهش به منظور تعیین آستانه بارش‌های فرین غرب ایران (استان‌های: کرمانشاه، همدان، ایلام، لرستان و کردستان)، داده‌های بارش ۶۹ ایستگاه سینوپتیک و اقلیم‌شناسی در طول دوره آماری (۲۰۱۰-۱۹۶۱) مورد استفاده قرار گرفت (شکل ۱). ابتدا با توجه این که ایستگاه‌ها دارای طول دوره آماری یکسانی نبودند و همچنین به دلیل عدم پراکندگی یکنواخت ایستگاه‌ها در سطح منطقه مورد مطالعه، انجام میان‌یابی به روش کریجینگ بر روی داده‌های

مشخص کردند. کیسلی^۱ (۲۰۰۹)، با استفاده از شاخص‌های بارش صدکی ۹۰م و ۹۵م به تغییرات مربوط به بارش‌های فرین در جمهوری چک اشاره کرد. آناگستوپولو و تولیکا^۲ (۲۰۱۱)، آستانه بارش‌های فرین ۶۵ ایستگاه هواشناسی منطقه اروپا را با استفاده از دو روش پارامتریک (صدک ۹۹ و ۹۵) و ناپارامتریک (مقادیر حدی تعمیم یافته، شاخص پراکندگی و توزیع پارتو تعمیم یافته) بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که روش‌های پارامتریک مناسب‌تر از روش‌های ناپارامتریک هستند و آستانه بارش‌های فرین اروپا را ۳۰ میلی‌متر تعیین کردند.

عسگری و همکاران (۱۳۸۶)، روند نمایه‌های بارش‌های فرین در ایران را بر اساس داده‌های بارش روزانه ۲۰ ایستگاه همدید طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ تحلیل کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که در دو سوم از ایران مقدار سالانه بارش در روزهای تر کاهش چشمگیری یافته است. البته نمایه‌ی بارش حدی بیش از ۱۰ میلی‌متر افزایش یافته است.

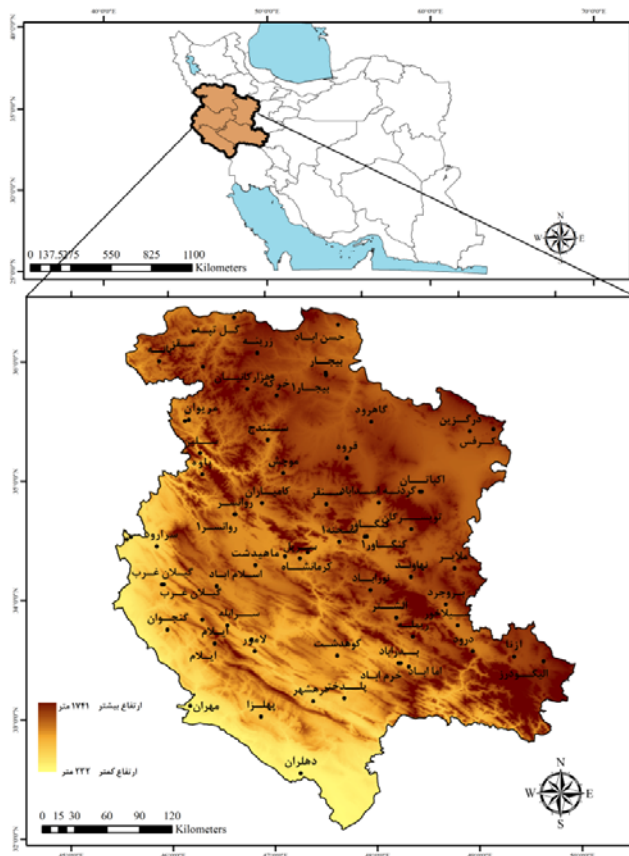
علیجانی (۱۳۹۰)، در تحلیل فضایی دماها و بارش‌های بحرانی روزانه در ایران به این نتیجه دست یافت که هر نقطه‌ای از کشور حداقل از نظر یک شاخص اقلیمی دچار بحران است. بحران‌های دماهای بالا در سواحل جنوب و مناطق مرکزی فراوان هستند، اما بحران‌های بارشی در همه جای کشور پراکنده است. حکیم‌دوست و همکاران (۱۳۹۳)، به تحلیل فضایی خشکسالی اقلیمی و آثار آن بر الگوی فضایی مکان‌گزینی سکونتگاه‌های روستایی استان مازندران با استفاده از شاخص‌های خود همبستگی فضایی پرداختند. نتایج حاصل از کاربرد شاخص موران در خصوص توزیع فضایی خشکسالی ضریب تعیین مثبت، و برابر ۰/۹۹ بوده است، که نشانگر خوشه‌ای بودن توزیع فضایی خشکسالی است.

1-Kyselý

2-Anagnostopoulou1 and Tolika

معیارهای اقلیمی مورد ارزیابی قرار گرفت. به منظور شناسایی بارش فرین با استفاده از روش توزیع مقادیر فرین تعمیم یافته برای هر ایستگاه جداگانه آستانه تعیین و سپس با معیارهای ارزیابی مورد ارزیابی قرار گرفت و نهایتاً آستانه‌ای مورد قبول قرار گرفت که هر دو تا معیار ارزیابی (که در ادامه توضیح داده می‌شود) را برآورده ساخته و نیز ۵۰ درصد ایستگاه‌های مورد مطالعه را تحت پوشش قرار دهد و در انتها بر اساس آستانه تعیین شده بارش‌های فرین یاخته‌ها مشخص گردید.

بارش روزانه ۶۹ ایستگاه، غرب ایران با تفکیک مکانی داده‌ها ۷×۷ کیلومتر به شبکه‌بندی منظمی تبدیل شد. با توجه به مشخصات یاد شده سراسر غرب ایران ۱۳۴۶۰ یاخته (پیکسل^۱) پوشیده می‌شود. بر این اساس، داده‌های شبکه‌ای بارش این منطقه، آرایه‌ای (ماتریسی^۲) به ابعاد ۱۳۴۶۰×۱۸۲۵۰ است که با آرایش گاه‌جای^۳ یا ماتریس S-Mode (زمان بر روی سطرها و مکان بر روس ستون‌ها) چیده شده است. سپس با استفاده از روش‌های توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته آستانه بارش‌های فرین تعیین شد و در مرحله دوم آستانه‌های به دست آمده با استفاده از



شکل ۱: موقعیت جغرافیایی منطقه و ایستگاه‌های هواشناسی مورد مطالعه در پژوهش

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

- 1-Pixels
- 2-Matrix
- 3-S-Mode

ماهانه، و غیره). از سوی دیگر، برخلاف انتخاب یک آستانه معین که گام اولیه در مطالعه مقادیر حدی است، معمولاً عینی نیست و بر اساس نظر کارشناسان است (Anagnostopoulou & Tolika, 2011: 483). با استفاده از اعمال رویکردهای گوناگون POT^r بر مجموعه‌ای داده‌ای بر ابهامات در رابطه با انتخاب آستانه مناسب می‌توان غلبه کرد. در مطالعه‌ی حاضر سه آزمایش POT انتخاب شد؛ دو تا از این آزمایش‌ها از این فرض پیروی می‌کنند که توزیع پارتو مناسب مجموعه‌های داده‌ای است. سومی اینکه مجموعه‌های داده‌ای از توزیع پواسون پیروی می‌کنند. در جزئیات، آزمون اول که MRL³ است، بر اساس میانگین GPD⁴ است. اگر Y نشان‌دهنده‌ی تجاوز از آستانه u_0 باشد و دارای یک توزیع تعمیم یافته پارتو با مشخصه پارامتر مقیاسی (σ) و پارامتر شکلی (ξ) (Coles, 2001: 82) باشد، پس:

رابطه ۳:

$$E(Y) = \frac{\sigma}{1-\xi} \quad \xi \geq 1 \text{ زمانی}$$

اگر GPD برای آستانه‌های بالاتر u_0 معتبر باشد، باید برای همه آستانه‌های بالای آستانه جدید u_0 دارای پارامترهای معتبر می‌باشد.

رابطه ۴:

$$E(Y-u | Y > u) = \frac{\sigma u}{1-\xi} = \frac{\sigma u I \xi u}{1-\xi}$$

بنابراین $E(Y-u | Y > u)$ فقط میانگین‌های بالای آستانه u است که انتظار می‌رود به صورت خطی با u تغییر کند (اگر مدل GPD مناسب باشد) (Coles, 2001: 82)

آزمون دوم یعنی آزمایش TC⁵ یک تکنیک مکمل است که مناسب توزیع تعمیم یافته پارتو در محدوده

الف: تعیین آستانه با استفاده از رویکرد پارامتریک

(توزیع حدی تعمیم یافته (GEV))

تکنیک‌های پارامتریک، رفتار آماری توالی از متغیرهای مستقل تصادفی را مورد مطالعه قرار می‌دهند که ممکن است مقادیر حدی توالی از X_i باشند که از یک آستانه بالا تجاوز کرده باشند. مجموعه‌های مقادیر فرین به وسیله توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV) که ترکیبی است از سه خانواده آماری شناخته شده، بهتر تحلیل می‌شود. این خانواده‌ها عبارتند از: گامبل، فریچت و ویبول. عملکرد توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV) عبارت است (Kotz & Nadarajah, 1999: 25):

رابطه ۱:

$$G(z) = \exp \left\{ - \left[1 + \xi \left(\frac{z-\mu}{\sigma} \right) \right]^{-1/\xi} \right\} \rightarrow z = 1 + \frac{\xi(z-\mu)}{\sigma}, z > 0$$

از سوی دیگر، توزیع تعمیم یافته پارتو را می‌توان به عنوان بهترین تکنیکی که می‌تواند دنباله‌های توزیعی را مدل بندی کند، در نظر گرفت (Anagnostopoulou & Tolika, 2011: 483). تابع توزیعی افزایشی مربوط به توزیع تعمیم یافته پارتو به قرار زیر است:

رابطه ۲:

$$H_y = 1 - \left(1 + \frac{\xi y}{\sigma} \right)^{-1/\xi} \rightarrow \text{for } \xi$$

این دو مدل سه پارامتر دارند: یک پارامتر مکان، μ ؛ یک پارامتر مقیاس، σ ؛ و یک پارامتر شکلی، ξ ؛ بطور ویژه، پارامتر ξ برای هر دو تابع برابر است. با این وجود محدودیت‌هایی در رابطه با دو مجموعه زمانی وجود دارد. طول مقادیر حدی دقیق است زیرا نشان‌دهنده‌ی مقدار حدی است که در یک مقیاس زمانی منظم اندازه‌گیری شده است (سالانه،

2- Pareto
3- Mean Residual Life
4- Generalized Pareto Distribution
5- Threshold Scale

1-Generalized Extreme Value

تعریف نهایی در رابطه با آستانه‌ها برای هر رویکرد POT توسط دو فرض غربالگری می‌شود (Anagnostopoulou & Tolika, 2011: 483) -آستانه انتخاب شده نمی‌تواند بیشتر از میانه بارش روزانه حداکثر سالانه در هر ایستگاه (MAM) باشد. $u_0 = MAM$ این ملاحظه اجازه نمی‌دهد که آستانه خیلی بالا باشد و در نتیجه واریانس داده‌ها زیاد باشد. -آستانه انتخاب شده نباید بیشتر از میانگین بارش روزانه (P_{mean}) به علاوه دو برابر انحراف معیار بارش روزانه باشد. این فرض به آستانه اجازه نمی‌دهد بسیار پایین باشد و اساس همکران مدل را تغییر دهد.

$$u_0 = P_{mean} + 2\sigma \quad \text{رابطه ۷:}$$

ب- بررسی روابط فضایی بارش‌های فرین

در مرحله بعد آزمون روابط فضایی بارش‌های فرین مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به قانون جغرافیایی "اصل نزدیکی یا اصل تابلر" آزمون خودهمبستگی فضایی رویدادها و پدیده‌های آب و هوایی می‌تواند حاوی اطلاعات ارزشمندی باشد (عساکره و سیفی‌پور، ۱۳۹۱: ۱۹). برای مثال، رابطه‌ی فضایی معنی‌دار بیانگر ارتباط همسایگی معنی‌دار بین نواحی مجاور است. شناسایی این روابط می‌تواند در تشخیص مرزهای آب و هوایی و نیز تعیین اثر عوامل مکانی بر رفتار پدیده‌ها و سامانه‌های جوی حائز اهمیت و فایده بسیاری باشد. از این رو، با استفاده از آماره مورن کلی، مورن محلی و گتیس-ارد (جی استار) الگوی پراکنش فضایی (خوشه‌ای، پراکنده، تصادفی) و کانون‌های گرم و سرد بارش‌های فرین، برای غرب ایران برآورد، واکاوی و تحلیل شد. نمایه‌های یاد شده ابزاری برای شناسایی و واکاوی روابط فضایی مشاهدات هستند.

نمایه مورن کلی، یکی از نمایه‌های پرکاربرد برای برآورد میزان پراکنش یا تجمع پدیده‌های مکانی و آزمون تمرکز (خوشه‌ای بودن) مکانی رویدادها در برابر

آستانه‌ها است و نگاه به پایداری تخمین‌های پارامتری دارد (Ribatet, 2007: 6).

فرض کنید $X \sim GP(\mu_0, \sigma_0, \xi_0)$ باشد و u آستانه‌ای جدید با $u > u_0$ باشد. متغیر تصادفی $X | X > u$ نیز GPD با پارامترهای $\xi_u = \xi_0$ و $\sigma_u = \sigma_0 + \xi_0(u - u_0)$ فرض کنید: $\sigma^* = \sigma_u - \xi_u u$.

اگر u_0 آستانه بهینه تقریب همکران باشد، تقریب‌های σ^* و ξ_u با همه $u > u_0$ ها پیوسته هستند. پایداری همکران پارامترهای شکل و مقیاس با تغییر u_0 پایداری را تضمین می‌کنند.

آزمایش سوم که DI^1 است، بر اساس این فرض است که اتفاق افتادن وقایعی که از آستانه مفروض u_0 تجاوز کنند از فرایند پواسون پیروی می‌کنند. اگر N متغیر تصادفی باشد و نشان‌دهنده‌ی عدد سالیانه‌ی وقایع اتفاق افتاده در هر سال باشد، احتمال تغییر پواسون به صورت زیر داده می‌شود:

$$(Begueria, 2005: 220)$$

رابطه ۵:

$$P\left(N = \frac{n}{\lambda}\right) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} \rightarrow n = 1, 2, 3, \dots$$

اگر λ عدد میانگین وقایع یک سال است، مناسب بودن فرض پواسون را می‌توان به وسیله شاخص پراکندگی آماری (Cunnane, 1979: 490) آزمایش کرد. که به این صورت رابطه (۶) تعریف شده است:

$$DI = \frac{S^2}{\lambda} \quad \text{رابطه ۶:}$$

که S^2 واریانس تخمینی فرایند پویسون است. شاخص پراکندگی انتظار می‌رود که برابر با ۱ باشد، در حالی که سطح اطمینان را می‌توان با آزمایش کردن در برابر توزیع X^2 به دست آورد (Wilks, 1995: 127). نسبت DI به وسیله‌ی آستانه‌های مختلف محاسبه شده است.

رابطه ۹:

$$Z(I) = \frac{1 - E(I)}{S(I)}$$

بنابراین و چنانکه از رابطه‌ی ۹ قابل استنباط است، آماره مورن کلی مانند ضریب خودهمبستگی بین +۱ و -۱ بوده تفسیر مشابهی دارد. مقادیر نزدیک -۱ و +۱ گواهی بر خودهمبستگی مکانی منفی بوده، گویای این است که مقادیر دو نقطه مذکور بالاتر یا پایین‌تر از میانگین هستند. حال اگر یک نقطه یا مقدار کم‌تر از میانگین و نقطه مجاور فراتر از میانگین باشد، همبستگی مکانی منفی است (Gail, 2007: 328). پیش از آنکه آماره مورن اهمیت داشته باشد، معنی‌داری آن از ارزش برخوردار است. در واقع، آزمون معنی‌داری این آماره تحت فرض صفر (عدم خودهمبستگی فضایی) قادر است توزیع مکانی رویدادها را بهتر بیان دارد. تحت این فرض، آماره مورن کلی برابر با $\frac{-1}{N-1}$ خواهد بود. در این صورت، توزیع مشاهدات رویداد مورد بررسی، تصادفی خواهد بود.

در این رابطه $E(I)$ و $S(I)$ به ترتیب امید ریاضی (میانگین) و انحراف معیار آماره مورن کلی است سپس نمره Z ، در یک سطح اطمینان دلخواه ارزیابی می‌شود. برای مثال، سطح اطمینان ۹۵ درصد، آماره Z در بازه $\pm 1/96$ است. بنابراین، اگر قدر مطلق نمره Z مشاهده شده ($Z(I)$) بزرگ‌تر از نمره Z بحرانی ($\pm 1/96$) باشد، فرض صفر در سطح اطمینان مذکور رد شده و معنی‌داری روابط قابل استنباط خواهد بود. توجه کنید که نمایه مورن کلی الگوی عمومی رویدادها را بررسی می‌کند، اما هیچ مشخصه‌ای از موقعیت فضایی آن‌ها ارائه نمی‌کند. به منظور شناسایی الگوی توزیع مکانی مشاهدات از نمایه مورن محلی به شرح رابطه ۱۰ می‌توان استفاده کرد.

فرض مقابل است (Haining, 2004: 243). این نمایه برای یاخته‌های پایگاه داده‌ای مورد استفاده در تحقیق حاضر به کار گرفته شد. نمایه مذکور از رابطه (۸) قابل برآورد است (دی و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۲-۲۵۱):

رابطه ۸:

$$I = \frac{n \sum_i^n (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \right) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

در این رابطه، n تعداد یاخته‌ها، x_i اندازه‌ی مشاهده شده بر روی یاخته i ام، \bar{x} میانگین x_i هاست. w_{ij} اندازه وزن متعلق به سلول i و j است که بر اساس مجاورت برآورد شده و نشان‌دهنده‌ی میزان وابستگی فضایی است. مجموع وزن‌ها در ماتریس وزن‌های w_{ij} گویای اندازه مجموعه روابط فضایی مفروض بین نواحی است (Haining, 2004: 243). که به روش‌های مختلفی قابل محاسبه‌اند. یکی از راه‌ها، به کارگیری وزن‌هایی با ارزش صفر و یک است. در این حالت، اگر نواحی i و j هم‌مرز باشند، $w_{ij} = 1$ و در غیر این صورت $w_{ij} = 0$ خواهد بود. هم‌مرز بودن به معنی اشتراک حداقل در یک نقطه با داشتن مرز مشترک است. بنابراین چنانچه i و j همسایه باشند، مقادیر i و j با میانگین متغیر قابل مقایسه هستند. به عبارت دیگر، در صورت وجود انحرافات از میانگین بین دو نقطه مجاور، مجموع انحرافات در صورت کسر رابطه (۸) و به تبع آن مقدار I عددی بزرگ و مثبت خواهد بود. در حالت دیگر، اگر مقدار انحراف از میانگین در یک نقطه مثبت و در نقطه مجاور کم‌تر از میانگین باشد، نتیجه رابطه (۸) عددی منفی خواهد بود. برای برآورد معنی‌داری این آماره، نمره Z استاندارد شده آن از رابطه زیر محاسبه می‌گردد (دی و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۲):

رابطه (۱۲):

$$Z_i(d) = \frac{G_i^*(d) - E(G_i^*(d))}{\sqrt{\text{var}(G_i^*(d))}} = \frac{\sum_j w_{ij}(d)x_j - w_i^* \bar{x}}{s \sqrt{\frac{w_i^*(n - w_i^j)}{n-1}}}$$

در رابطه یاد شده داریم:

رابطه ۱۳:

$$s^2 = \sum_{j=1}^N \frac{x_j^2}{n - \bar{x}^2}$$

$$w_i^* = \sum_{j=1}^N w_{ij}(d)$$

مقادیر مثبت و معنی دار $Z_i(d)$ ، نشان دهنده‌ی مقادیر بزرگ یا الگوی خوشه‌ای شدید و برای اندازه‌های منفی و معنی دار $Z_i(d)$ ، مقادیر کوچک یا الگوی فضایی خوشه‌ای خواهد بود. به این ترتیب، می‌توان خوشه‌های معنی دار دارای ارزش‌های بالا (نقاط داغ^۱) و پایین (نقاط سرد^۲) را مشخص کرد. اندازه‌های نزدیک به صفر $Z_i(d)$ نشان دهنده‌ی عدم تمرکز مقادیر است (دی و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۳). بنابراین، آماره مذکور برای بیان شیب تغییرات مکانی از اهمیت زیادی برخوردار است (Haining, 2004: 243). در تحقیق حاضر، ضمن توجه به معنی داری روابط بالا، فراوانی و میانگین بارش‌های فرین بر اساس روش‌های فوق و نیز با استمداد از نرم‌افزارهای R، سورفر^۳، متلب^۴ و نیز به وسیله نرم‌افزار آرک جی آی اس^۵ و بهره‌گیری از امکانات برنامه‌نویسی در محیط آن‌ها انجام شده است.

یافته‌های پژوهش

تعیین آستانه بارش‌های فرین

شکل (۲) مقادیر آستانه بارش‌های فرین برای ایستگاه اسلام‌آبادغرب را نشان می‌دهد. آزمون

$$I_i = x_i \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} x_j \quad \text{رابطه ۱۰:}$$

نمادهای این رابطه مانند آماره مورن کلی (رابطه ۸) است. نتایج آماره مورن محلی به وسیله‌ی نمره‌های Z آزمون می‌شود. با در نظر گرفتن یک سطح اطمینان دلخواه، در صورتی که آماره مورن محلی برای هر یاخته مفروض (I_i) معنی دار و مثبت باشد، مقادیر یاخته i با یاخته‌های همسایه شباهت داشته، بیانگر الگوی خوشه‌ای است، حال آن که اگر اندازه (I_i) منفی و معنادار باشد، ارزش یاخته i با یاخته‌های همسایه آن تفاوت خواهد داشت. در واقع با استعداد از این آماره، محل قرار گرفتن خوشه‌ها قابل ردیابی است. گتیس و ارد (۱۹۹۱) برای شناسایی بزرگی مقادیر الگوهای فضایی، آماره جی استار (G^*) را پیشنهاد دادند. این آماره از مجموع ارزش‌های موزون یاخته‌ها در فاصله مشخص (d) از یاخته i نسبت به مجموع ارزش‌های تمامی یاخته‌ها و یا رابطه ۱۱ محاسبه می‌شود (Fischer, 2006: 23)

رابطه ۱۱:

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^N w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^N x_j}$$

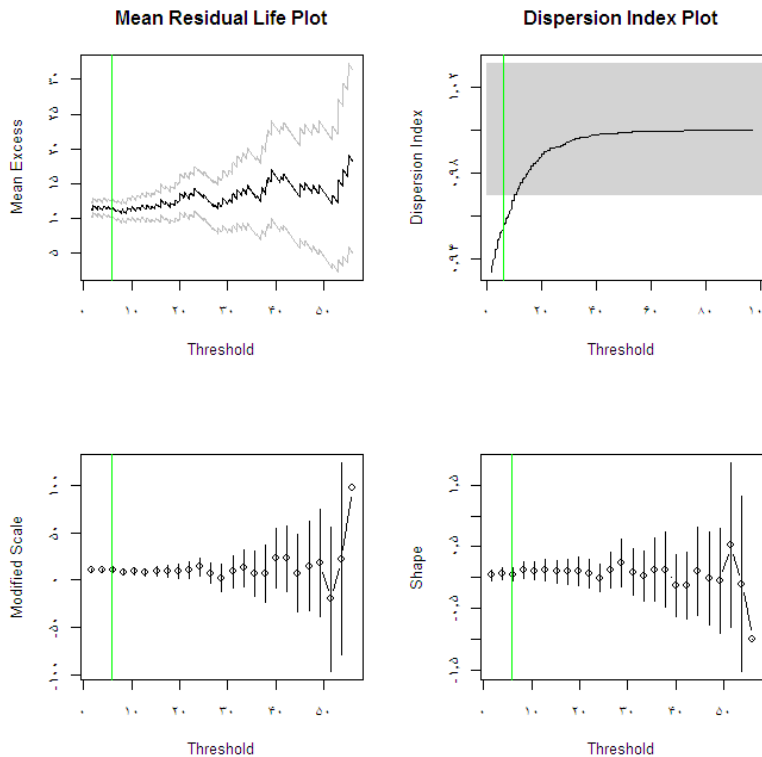
بدیهی است که نسبت‌های کوچک از این آماره گویای سهم کم‌تر خوشه‌ها در پهنه است و نسبت‌های بزرگ گواهی بر نقش مقادیر بزرگ در تکوین خوشه هاست. در این رابطه $w_{ij}(d)$ وزن غیر صفر یاخته‌های همسایه است که از مرکز یاخته i به اطراف کاسته می‌شود. نمره Z استاندارد شده این آماره ساده‌تر و تعبیر آن ملموس‌تر است. این نمره به شرح رابطه (۱۲) محاسبه می‌گردد:

1-Hot Spots
2-Cold Spots
3-Surfer
4-Matlab
5-Arc GIS

قرار نمی‌گیرد. زیرا آزمون انتخاب آستانه نشان‌دهنده‌ی $u = 22mm$ است، این آستانه در راستای طرح‌های مطابقتی سه آزمایش ذکر شده هستند.

به دلیل حجم زیاد اطلاعات و شکل‌های مربوط به آستانه‌های بارش، تنها یک نمونه آستانه تعیین شده برای ایستگاه اسلام‌آباد غرب ارائه گردیده است. آستانه بارش تعیین شده برای این ایستگاه ۲۲ میلی‌متر برآورد شده است.

باقیمانده‌ها نشان‌دهنده‌ی $u = 25mm$ است که آزمون انتخاب آستانه این مورد حمایت و تأیید قرار می‌دهد. اما در نمودار شاخص پراکندگی (DI) نشان‌دهنده‌ی $u = 32mm$ است و نزدیک‌ترین مقدار به ۱ را دارد و بارش‌های فرین بالاتر از این آستانه و همچنین آستانه‌های بالاتر از آن از توزیع پارتو تبعیت می‌کنند و در محدوده‌ی این آستانه تغییرات میانگین مقادیر حدی تقریباً ثابت است بنابراین مقدار آستانه ۳۲ میلی‌متر، آستانه‌ای مناسب برای ایستگاه مطالعاتی مورد نظر می‌باشد. که در آزمون انتخاب آستانه مورد تأیید

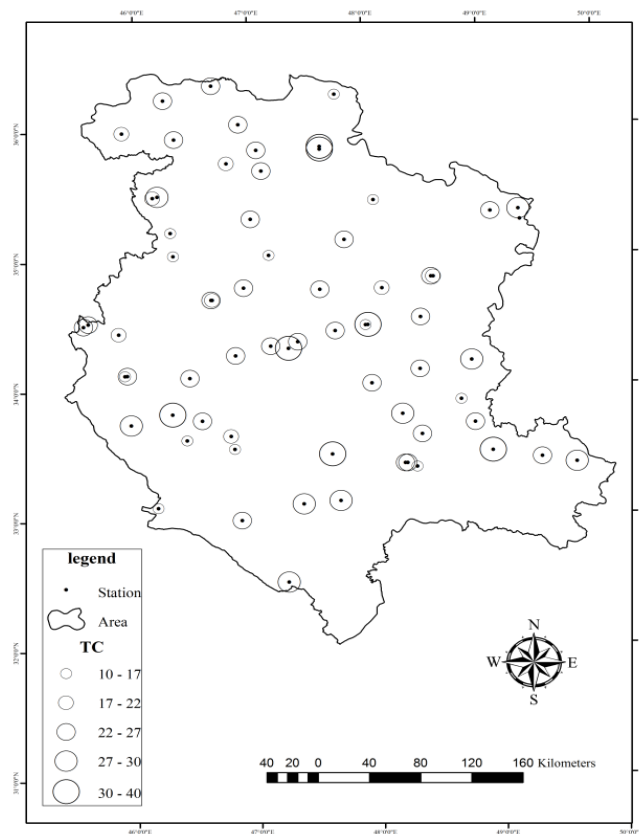


شکل ۲: مقادیر آستانه با روش‌های (MRL, DI, TC) برای ایستگاه اسلام‌آباد غرب (مقدار آستانه به میلی‌متر)

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

آستانه‌های بارش بین ۲۲ تا ۲۶ میلی‌متر برآورد گردیده است. بنابراین آستانه بارش‌های فرین غرب ایران ۲۲ میلی‌متر تعیین گردید و کل یاخته‌ها که بارش آن‌ها از ۲۲ میلی‌متر بیشتر باشد شامل بارش‌های فرین می‌گردد.

پراکندگی آستانه‌های بارش به روش TC نشان می‌دهد که آستانه‌های بارش تعداد ۵ ایستگاه در محدوده برابر و بیش از ۳۰ میلی‌متر و در اکثریت (بیش از ۵۰ درصد) ایستگاه‌ها بین ۲۲ تا ۲۷ میلی‌متر می‌باشد (شکل ۳). در هر سه روش پارامتریک متوسط



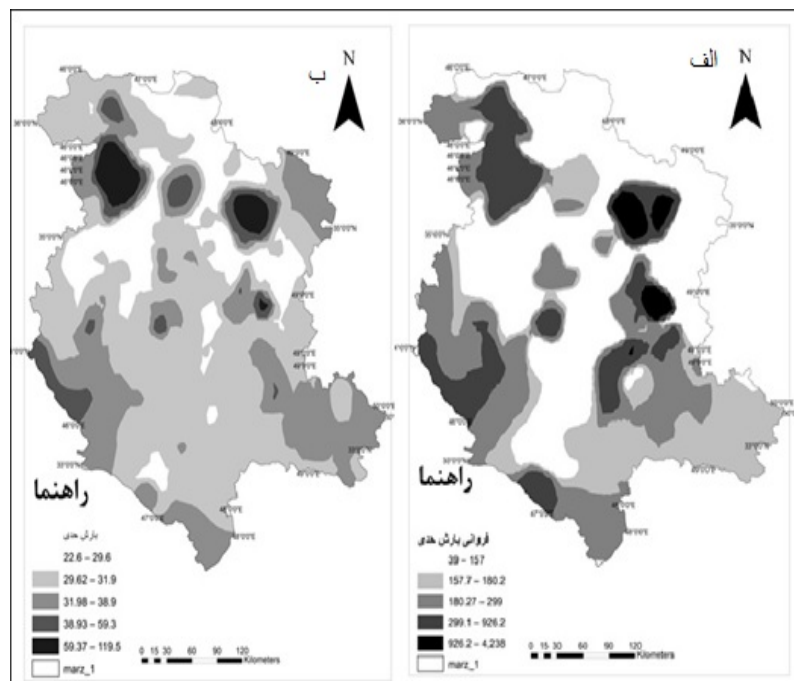
شکل ۳: پراکنندگی فضایی آستانه بارش‌های حدی ۶۹ ایستگاه مورد مطالعه بارش TC

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

توزیع مکانی بارش‌های فرین

شکل (۴) توزیع مکانی فراوانی رخداد و میانگین بارش‌های فرین را برای گستره‌ی غرب در بازه‌ی زمانی (۱۹۵۰-۲۰۱۰) نشان می‌دهد. شکل (۴-الف) توزیع مکانی فراوانی بارش‌های فرین برای غرب ایران در طول دوره مورد مطالعه است. تفاوت مکانی بارش‌های فرین، بیانگر این واقعیت است که پهنه‌های زیر پوشش بارش فرین در مکان‌های مختلف متفاوت بوده است. بطور کلی در نواحی مرکزی و شمالی همراه با

قسمت‌های غربی نسبت دیگر نواحی گستره‌ی غرب ایران بارش‌های فرین کم‌تری (کم‌تر از ۱۵۷ مورد بارش فرین) اتفاق افتاده است. هسته‌های بیشینه به شکل سه کانون جداگانه در استان همدان جای دارند. شیب تغییرات فراوانی بارش‌های فرین در گستره‌ی منطقه‌ی مورد مطالعه زیاد است، افزایش شیب تغییرات در برخی از نواحی نشان‌دهنده‌ی اثر ناهمواری‌ها بر رخداد بارش‌های فرین است.



شکل ۴: فراوانی بارش‌های فرین در غرب ایران (الف)، میانگین بارش‌های فرین در طی دوره مورد بررسی (ب)

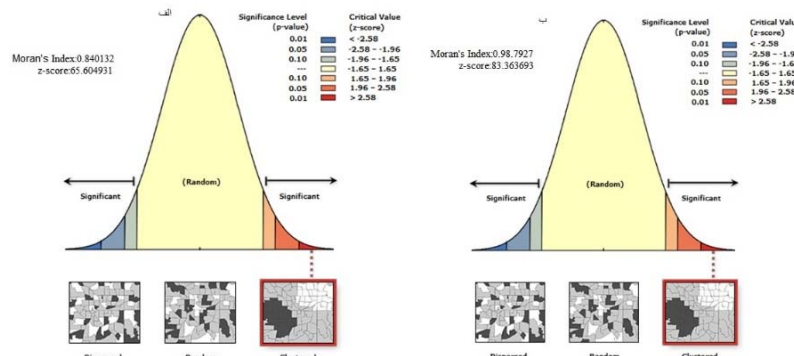
تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

اندازه نمایه مورن کلی برای فراوانی بارش‌های فرین غرب کشور ۰/۸۴ است. آماره $Z = ۶۵/۶۰$ است که معنی‌داری آماری این ضریب را در سطح اطمینان ۰/۰۱ نشان می‌دهد. بنابراین الگوی فضایی فراوانی بارش‌های فرین غرب ایران دارای خودهمبستگی فضایی مثبت بوده، از رفتار خوشه‌ای بالا (سطح ۹۹ و ۹۵ درصد) برخوردار است. اندازه نمایه مورن کلی برای میانگین بارش‌های فرین نیز برابر ۰/۹۸ است. آماره $Z = ۸۳/۳۶$ است که معنی‌داری آماری نمایه یاد شده را در سطح اطمینان ۰/۰۱ تأیید می‌کند. به این ترتیب، تنها دو درصد محتمل است که تمرکز فضایی میانگین بارش‌های فرین بر اساس تصادف رخ دهد. علی‌رغم آنچه گفته شد، برای تشخیص توزیع مکانی خوشه مشاهدات، از نمایه مورن محلی استفاده شد. نتیجه بررسی معنی‌داری این آماره در شکل (۶) آمده است.

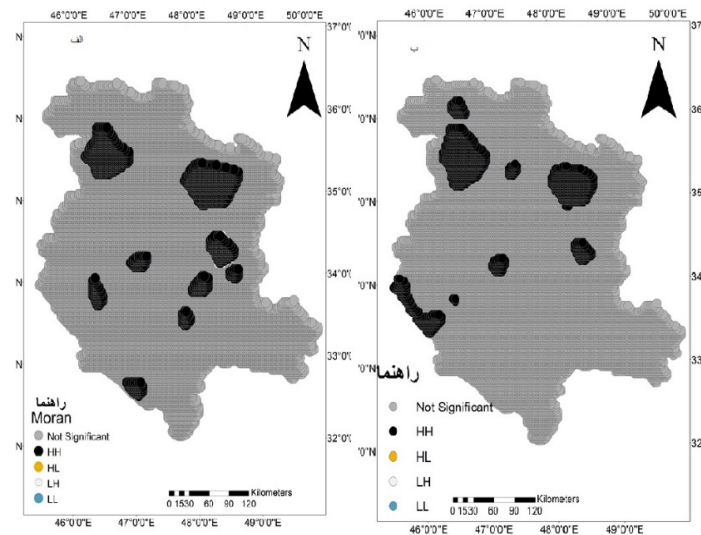
شکل (۴-ب) توزیع مکانی میانگین بارش‌های فرین را نشان می‌دهد. طبق تعیین آستانه، این بارش‌های فرین برای هر یک از یاخته‌ها در روزها، ماه‌ها و سال‌های مختلف رخ داده‌اند بنابراین، نقشه‌ی ارائه شده میانگین و تصویری کلی برای بارش‌های فرین هر نقطه ارائه می‌دهد. دو هسته بیشینه میانگین بارش‌های فرین، یکی در استان همدان و دیگری در استان کردستان مشاهده می‌شود.

روابط مکانی بارش‌های فرین

نحوه پراکنش فراوانی و متوسط بارش‌های فرین غرب کشور بر اساس نمایه مورن کلی (رابطه ۷) برآورد شد. نتیجه ترسیمی و نیز برخی مشخصات مربوط به این آماره در شکل (۵) نشان داده شده است. در این شکل نحوه پراکنش -تجمع رویدادها از حالت پراکنده تا خوشه‌ای و سطح معنی‌داری (آماره p) و نیز مقادیر بحرانی (آماره Z) برای حالات مختلف ارائه شده است.



شکل ۵: نمایه کلی برای فراوانی (الف) و میانگین بارش‌های فرین (ب) غرب ایران تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵



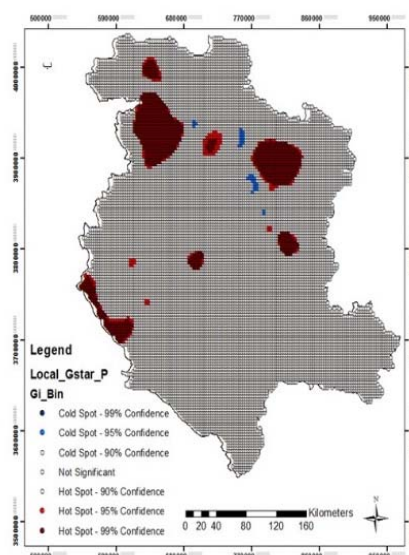
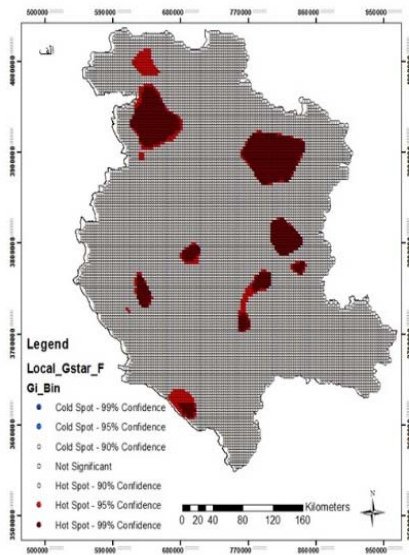
شکل ۶: معنی‌داری نمایه مورن محلی برای فراوانی (الف) و میانگین بارش‌های فرین (ب) غرب ایران تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

نظر آماری معنادار (سطح ۰/۰۵) هستند را از یکدیگر متمایز می‌سازند. نتایج شاخص موران محلی در شکل ۶ آورده شده است همان طور که در شکل (۶-الف) مشخص است مناطق با ارزش زیاد (HH) به شکل کانونی در سطح منطقه‌ی مورد مطالعه به صورت پراکنده به چشم می‌خورد که تمرکز پراکندگی این خوشه‌ها در استان‌های کردستان و همدان محدود شده است. شکل (۶-ب) معنی‌داری آماری مورن را برای میانگین بارش‌های فرین غرب ایران نشان

شکل (۶-الف) توزیع مکانی مقادیر معنی‌داری برای نمایه مورن محلی اعمال شده بر فراوانی بارش‌های فرین را نشان می‌دهد. نواحی معنی‌دار در بخش‌های مختلفی از غرب کشور قابل مشاهده است. لایه خروجی ایجاد شده با این ابزار دارای خوشه‌های مقادیر زیاد (HH)، خوشه مقادیر کم (LL)، ناخوشه که در آن یک مقدار زیاد با مقادیر کم محاصره شده‌اند. (HL) و تک دانه‌هایی که در آن عرضه دارای مقدار کم با عوارض دارای مقادیر زیاد (LH) محاصره شده‌اند و از

منطقه رخ داده است، این موضوع را نمایه G^* ارائه شده در شکل (۷-الف) به لحاظ آماری آن را تایید می‌کند. به این ترتیب در این نواحی یاخته‌های مجاور ضمن پیروی از یک الگوی خوشه‌ای دارای ارزش‌های بالایی از نظر شمار بارش‌های فرین و برد مکانی گسترده هستند. طبق شکل (۷-ب) همان‌طور که انتظار می‌رود کانون‌های داغ متوسط بارش‌های فرین در بیشتر نواحی بر فراوانی بارش‌های فرین منطبق است خوشه‌های حاوی ارزش زیاد بیشتر در استان‌های همدان و کردستان قرار گرفته است بنابراین می‌توان استنباط کرد که ارتفاعات زاگرس واقع در منطقه مورد مطالعه اثر زیادی بر وقوع بارش‌های فرین غرب ایران داشته و موجب شیب شدید بارش فرین در این نواحی شده است.

می‌دهد. مقادیر با ارزش زیاد برای الگوی میانگین بارش فرین در گستره منطقه غرب به صورت متمرکز در جاهای مختلف منطقه مشاهده می‌شود که مربوط به بخش‌های از ارتفاعات استان کردستان، همدان و کرمانشاه و همچنین بخش کوچکی از استان ایلام است که تقریباً ۲۵ درصد منطقه مورد مطالعه را شامل می‌شود، در مجموع می‌توان گفت بر ۷۵ درصد از مساحت نواحی غرب ایران هیچ گونه الگویی حاکم نبوده است. به منظور شناخت نقاط داغ و نقاط سرد، آماره G^* محاسبه و در شکل (۷) ارائه گردید. شکل (۷-الف) این آماره را برای فراوانی بارش‌های فرین و شکل (۷-ب) برای متوسط بارش‌های فرین نشان می‌دهد. آن گونه که پیشتر گفته شد بیشترین فراوانی بارش‌های فرین در استان‌های همدان و کردستان و همچنین به صورت کانون‌های کوچک‌تری در گستره



شکل (۷) نمایه G^* برای فراوانی (الف) و میانگین بارش‌های فرین (ب)

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۳۹۵

ابزارهای تحلیلی برای پژوهش در مورد روابط فضایی است. هدف این مطالعه تبیین فضایی الگوی بارش‌های فرین در نواحی غرب ایران با استفاده از خودهمبستگی فضایی و مدل‌های مورن محلی، کلی و

نتیجه

واکاوی روابط فضایی روشی برای بررسی فضایی تصادفی و غیر تصادفی توزیع متغیرهای فضایی است و خودهمبستگی فضایی از کاربردی‌ترین و مهم‌ترین

خوشه‌های پیروی می‌کنند. توزیع مکانی خوشه‌های بسامد بارش‌های فرین در استان‌های همدان و کردستان تقریباً منطبق با نقاط داغ هستند.

منابع

- حکیم‌دوست، سیدپاسر؛ محسن رستگار؛ حسین پورزیدی حاتمی (۱۳۹۳). تحلیل فضایی خشکسالی اقلیمی و آثار آن بر الگوی فضایی مکان‌گزینی سکونتگاه‌های روستایی (مطالعه موردی روستاهای استان مازندران)، مجله جغرافیا و مخاطرات محیطی. شماره ۱۱ پاییز. صفحات ۶۱-۷۵.
- ستوده، فاطمه؛ بهلول علیجانی (۱۳۹۴). رابطه‌ی پراکندگی فضایی بارش‌های سنگین و الگوهای فشار در گیلان، مجله تحلیل فضایی مخاطرات محیطی. شماره ۱. صفحات ۶۳-۷۳.
- عساکره، حسین؛ زهره سیفی‌پور (۱۳۹۱). مدل‌سازی مکانی بارش سالانه ایران، جغرافیا و توسعه، شماره ۲۹. صفحات ۱۵-۲۹.
- عسگری، احمد؛ فاطمه رحیم‌زاده؛ نوشین محمدیان؛ ابراهیم فتاحی (۱۳۸۶). تحلیل روند نمایه‌های بارش‌های حدی در ایران، تحقیقات منابع آب. سال سوم. شماره ۳. زمستان ۱۳۸۶. صفحات ۴۲-۵۵.
- علیجانی، بهلول (۱۳۹۰). تحلیل فضایی دماها و بارش‌های بحرانی روزانه در ایران، تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی. جلد ۱۷. شماره ۲۰. صفحات ۳۰-۹.
- نظری‌پور، حمید؛ مهدی دوستکامیان؛ سارا علیزاده (۱۳۹۴). بررسی الگوهای توزیع فضایی دما، بارش و رطوبت با استفاده از تحلیل اکتشافی زمین‌آمار (بررسی موردی: نواحی مرکزی ایران)، مجله فیزیک زمین و فضا. دوره ۴۱. شماره ۱. صفحات ۹۹-۱۱۷.
- نمایه گتیس - ارد جی استار است. برای این منظور داده‌های شبکه‌ای بارش غرب ایران که حاصل میانبایی روزانه از ابتدای سال ۱۹۶۱-۲۰۱۰ است که برای ۶۹ ایستگاه سینوپتیک و اقلیم‌شناسی مورد استفاده قرار گرفت، سپس با استفاده از روش‌های توزیع تعمیم یافته مقادیر حدی آستانه بارش‌های فرین غرب کشور را تعیین و سپس بارش‌های بالای ۲۲ میلی‌متر، بارش فرین شناخته و جدا شدند. در مرحله بعد به منظور تبیین الگوهای فضایی حاکم بر بارش‌های فرین از آماره‌های مورن محلی، کلی و نمایه گتیس - ارد جی استار استفاده شده است که نتایج حاصل نشان داد که اندازه نمایه مورن کلی برای فراوانی بارش‌های فرین غرب کشور ۰/۸۴ است. آماره Z ۶۵/۶۰ است که معنی‌داری آماری این ضریب را در سطح اطمینان ۰/۰۱ نشان می‌دهد. بنابراین الگوی فضایی فراوانی بارش‌های فرین غرب ایران دارای خودهمبستگی فضایی مثبت بوده، از رفتار خوشه‌ای بالا (سطح ۹۹ و ۹۵ درصد) برخوردار است. اندازه‌ی نمایه مورن کلی برای میانگین بارش‌های فرین نیز برابر ۰/۹۸ است. آماره Z ۸۳/۳۶ است که معنی‌داری آماری نمایه یاد شده را در سطح اطمینان ۰/۰۱ تأیید می‌کند. به این ترتیب، تنها دو درصد محتمل است که تمرکز فضایی میانگین بارش‌های فرین بر اساس تصادف رخ دهد. و همچنین فراوانی و متوسط بارش‌های فرین غرب ایران تحت تأثیر ناهمواری‌ها و آرایش آن‌ها و همچنین سامانه‌های همدیدی است. اثبات این ادعا از آرایش فراوانی و میانگین بارش‌های حدی بر ارتفاعات منطقه مورد مطالعه است، زیرا بر اساس هر دو شاخص موران محلی و لکه‌های داغ ارتفاعات منطقه مورد مطالعه نقش قابل توجهی در الگوهای بارش‌های فرین با الگوی خوشه‌ی بالا داشته است. الگوی فضایی بارش‌های فرین هم به لحاظ فراوانی و هم به لحاظ میانگین در سطح ۹۹ درصد اطمینان از یک الگوی

- Haining. Robert (2004). *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge University Press. UK Dai. Xiaoyan, Guo. Zhongyang, Zhang. Liquan, Li. Dan. 2010. Spatio-temporal exploratory analysis of urban surface temperature field in Shanghai, China *Stoch Environ Res Risk Assess* 24:247–257.
- IPCC (2007). *IPCC Fourth Assessment Report: Climate change 2007. Working Group I: The Physical Science Basis*. Cambridge University Press, p. 996.
- Klein Tank AMG, Können GP (2003). Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946–99. *J Clim* 16:3665–3680.
- Kotz S, Nadarajah S (1999). *Extreme values distribution, theory and applications*. Imperial College Press, London.
- Kyselý J (2009). Trends in heavy precipitation in the Czech Republic over 1961–2005. *Int J Climatol* 29:1745–1758.
- Schmidli J, Frei C (2005). Trends of heavy precipitation and wet and dry spells in Switzerland during the 20th century. *Int J Climatol* 25:753–771.
- Tebaldi C, Hayhoe K, Arblaster JM, Meehl GA (2006). Going to the extremes: an intercomparison of the model simulated historical and future changes in extreme events. *Clim Change* 79:185–211.
- Wilks DS (1995). *Statistical methods in the atmospheric sciences*. Academic, New York.
- Ribatet M (2007). A user's guide to the POT package. <http://cranrproject.org/web/packages/POT/vignettes/POT.pdf>. Accessed Jan 2011 .
- Bartolini .Giorgio, morabito, marco, crisci. alfonso, grifoni. daniele, torrigiani tonmaso, petralli. martina, maracchi. giampiero and orlandini. simon (2008), recent trends in tuscany (italy) summer temperature and indices of extremes. *International journal of climatology*. 28: 1751–1760.
- Becker. S., Hartmann. H., Zhsng. Q., Wu. Y. and Tiang. T (2007), Cyclicality analysis of Precipitation regimes in the Yangtze River Basin, China. *Int. J. Climatol*. 94: 139-153.
- Beguería, S (2005), Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value. *J Hydrology* 303:215–230.
- Benestad. Rasmus.(2006), Can we expect more extreme precipitation on the monthly time scale, *Journal of Climate*. Vol. 19: 630– 637.
- Beniston M, Stephenson DB, Christensen OB, Ferro CAT, Frei C, Halnaes GK, Holt T, Julhä K, Koffi B, Palutikof J, Schöll R, Semmler T, Woth K (2007). Future extreme events in European climate: an exploration of regional climate model projections, *Clim Change* 81:71-95.
- Christina Anagnostopoulou¹ and Konstantia Tolika, (2011), Extreme precipitation in Europe: statistical threshold selection based on climatological criteria, *Journal Theoretical and Applied Climatology*, 30 July.479-489.
- Coles, SG (2001), *An introduction to statistical modeling of extreme values*. Springer, New York.
- Cunnane C (1979). A note on the Poisson assumption in partial duration series models. *Water Resour Res* 15:489–494.
- Fischer. Manfred. M (2006). *Spatial Analysis and Geocomputation*. Germany. Springer.
- Frich P, Alexander LV, Della-Marta P, Gleason B, Haylock M, Tank AMGK, Peterson T (2002). Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the twentieth century. *Clim Res* 19:193–212.
- Gail. M, Krickeberg. K, Samet. J, Tsiatis. A and Wong .W (2007). *Statistics for Biology and Health*. USA. Springer.