نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی سال هجدهم، شماره ۵۰، پاییز۹۷

مدل سازی فضایی بارش تابستانه شمال غرب ایران

دریافت مقاله: ۹۵/۶/۲۴ **پذیرش نهایی**: ۹۷/۲/۲۷

صفحات: ۱۷۹-۱۵۵

حسین عساکره: استاد اقلیم شناسی دانشگاه زنجان[۱].
asakereh@znu.ac.ir
رباب رزمی: دانشجوی دکترای تغییر اقلیم، دانشگاه زنجان.
robab.razmi@znu.ac.ir

چکیده

اقلیم به دلیل تاثیرپذیری توام از عناصر و عوامل اقلیمی، سیستمی چند بعدی است. درک رفتار اقلیم نیازمند توجه بهمه ابعاد آن می باشد. یکی از راههای درک این پدیده چند بعدی، کاهش پیچیدگی های آن از طریق مدلسازی است. از این رو در تحقیق حاضر تلاش گردید با در نظر گرفتن عوامل مکانی طول و عرض جغرافیایی، ارتفاع، شیب، جهت دامنه و انحنای ناهمواریها، و بهره گیری از تکنیک های آمار فضایی، به شناخت و مدلسازی فضایی بارش پرداخته شود. در این راستا از داده های بارش ماهانه ۳۰ ایستگاه همدیدواقع در شمال غرب ایران، طی ۳۰ سال دوره آماری (۱۹۸۵-۲۰۱۴) بهره گرفته شد. با استفاده از تکنیک درون‌یابی کریجینگ، شبکه ای بر منطقه برازش داده شده و تعداد ۴۲۲۴ یاخته بدست آمد. سپس با استفاده از مدل رگرسیون کلی (*OLS*) و رگرسیون موزون جغرافیایی (GWR**) به مدلسازی بارش و شناخت عوامل مکانی موثر بر آن اقدام گردید. نتایج نشان داد که بارش تابستانه دارای رفتاری خوشه ای است و بر اساس معیارهای ارزیابی مدل، مدل **GWR** قدرت برازش و برآورد بهتری نسبت به مدل *OLS* دارد.بر اساس رگرسیون کلی، عوامل مکانی ارتفاع و شیب مهمترین نقش را در رفتار بارش تابستانه منطقه دارند. این در حالی است که بر اساس نتایج مدل **GWR**، عامل ارتفاع در نواحی کوهستانی و شرق دریاچه ارومیه، عرض جغرافیایی در عرض های شمالی و شیب در شرق منطقه در دامنه های شرقی ارتفاعات، بیشترین نقش را در تغییرات مکانی بارش تابستانه شمال غرب ایران دارند.**

کلید واژگان: مدل سازی، بارش، مدل رگرسیونیOLS، مدل رگرسیونی موزون جغرافیایی GWR

۱. نویسنده مسئول: زنجان، دانشگاه زنجان، گروه اقلیم شناسی

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

مقدمه

تنوع در توپوگرافی و قرارگیری کوههای مرتفع (سهند، سبلان، قوشه داغ و...) در کنار زمین های پست و هموار (دشت مغان، دشت تبریزو...) همچنین وجود جنگل ها و مراتع وسیع از یک طرف، و اندرکنش های پیچیده عناصرجوی و عوامل سطح زمین از طرف دیگر، منجر به تنوع اقلیمی گسترده در شمال غرب ایران شده و ویژگی لانه گزینی به اقلیم آن داده است.به طوری که اقلیم بری در کنار اقلیم بحری دوشادوش اقلیم سرد کوهستانی وضعیت کلی اقلیم منطقه را تعیین می کنند. برخورداری از چنین کنش ها و اندرکنش های پیچیده که بین عناصر و عوامل اقلیمی وجود دارد، دانشمندان را واداشته است تا از طرق مختلف از جمله مدلسازی، از پیچیدگی های دنیای واقعی ابردستگاه اقلیم کاسته و به بررسی رفتار عناصر اقلیمی بپردازند. یکی از مهم ترین عناصر اقلیمی که تغییرات نامنظم دارد بارندگی است. بارش مهمترین عنصر اقلیمی است که از لحاظ کمبود آن در مدیریت منابع آبی، و یا وقوع بحران های ناشی از آن نظیربحران سیلاب،اذهان بسیاری از دانشمندان را معطوف به خود کرده است. در مطالعات انجام شده، بیشتر به بررسی تک بعدی بارش و به ویژه تغییرات زمانی آن پرداخته شده و با وجود اهمیت بیشتر تغییرات آن در فضا (مکان)، اهمیت چندانی به این بعد از بارش داده نشده است. با این حالدانشمندان طی سال های اخیر مطالعات گسترده ای در زمینه تاثیر عوامل مکانی بر عناصر اقلیمی انجام داده اند از جمله،ژو و همکاران[۲] (۲۰۱۵) با بهره گیری از تکنیک سنجش از دور به مطالعه ارتباط ارتفاع، طول و عرض جغرافیایی و پوشش گیاهی با بارش ، شی و همکاران[۳] (۲۰۱۶) به مطالعه تغییرات بارش با ارتفاع،غیور و مسعودیان (۱۳۷۵) به بررسی رابطه ارتفاع با بارش در ایران، رضیئی و عزیزی (۱۳۸۷) به بررسی توزیع مکانی بارش غرب زاگرس و اثرات عوامل مکانی از جمله ناهمواری ها و عرض جغرافیایی بر آن پرداختند. یکی از مهمترین رویکرد های مطالعه روابط فضایی بررسی همبستگی فضایی و مدلسازی این روابط است. در این بین آمار فضایی بیشتر مورد توجه بوده است. ژائو[۴] و همکاران (۲۰۰۶) توانایی پیش بینی و کارایی سه مدل رگرسیونی شامل مدل رگرسیونی خطی ساده (OLR)، مدل احتمال پیشین و GWR را بررسی کردند. نتایج حکایت از برتری برآوردهای مدل GWR داشت. پروپاستین[۵] و همکاران (۲۰۰۷) با بهره گیری از رگرسیون GWR روابط پوشش گیاهی با بارش در اندونزی را بررسی کردند نتایج نشاندهنده وجود ناایستایی مکانی در روابط بارش با پوشش گیاهی بود. رگرسیون مزبور خطای ناشی از همبستگی فضایی را به حداقل می رساند. دی[۶] و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از شاخص های خودهمبستگی فضایی به تجزیه و تحلیل زمانی- مکانی دمای سطوح شهری در شانگهای چین پرداختند. اردوغان[۷] (۲۰۱۰) اندازه و الگوهای مکانی خطاها در منطقه وسیعی را بر اساس مقایسه سه الگوریتم میان یابی مختلف مورد ارزیابی قرار داد. ال وی و ژو[۸] (۲۰۱۶) دقت اندازه گیری بارش مناطق حاره ای در مقیاس ماهانه و روزانه در

2-Xu
3 - Shi
4- Gao
5-Propastin
6- Dai
7-Erdo˘gan
8 -Lv and Zhou

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

حوضه قایوام[9] چین را بررسی کردند. بدین منظور از رگرسیون موزون جغرافیاییGWR برای تخمین توزیع مکانی خطای اندازه گیری بارش ها از ارتفاع، طول و عرض جغرافیایی استفاده کردند و نشان دادند که مدل GWRتخمین بهتری از بارش مناطق حاره ارائه می دهد.

درایران نیزعساکره (۱۳۸۴) تغییرات مکانی بارش سالانه اصفهان را بر اساس عامل مکانی و بکارگیری رگرسیون ریج مورد بررسی قرار داد و نشان داد که بارش اصفهان به واسطه هر واحد تغییر در طول و عرض جغرافیایی و ارتفاع به میزان ۱۹,۹، ۸,۸ و ۰,۰۳ میلی متر تغییر می کند. جهانی و دلبری (۱۳۸۸) تغییرات مکانی بیشترین بارش ۲۴ ساعته استان گلستان را با استفاده از همبستگی های مکانی و تکنیک های زمین آماری بررسی کردند. نتایج، گویای همبستگی مکانی بالای بارش بوده و روش کوکریجینگ را بهترین روش درون‌یابی تشخیص دادند.عساکره و سیفی پور(۱۳۹۱) با استفاده از مدل رگرسیون کلی و رگرسیون موزون جغرافیایی، به مدلسازی مکانی بارش ایران پرداختند. نتایج مدلسازی ایشان حاکی از برآورد بهتر مدل GWR بود. صادقی نیا و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از تکنیک خودهمبستگی فضایی، تغییرات مکانی –زمانی جزیره حرارتی تهران را بررسی کرده و نشان دادند که دمای سطحی تهران دارای ساختاری فضایی بوده و به شکل خوشه ای توزیع شده اند. علیجانی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تغییرات الگوهای خودهمبستگی فضایی بارش درون دهه ای ایران با استفاده از آمار فضایی پرداخته و نشان دادند که تغییرات بارش درون دهه ای ایران از الگوی خوشه ای پیروی می کند. بلیانی و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از آماره های مورن عمومی و محلی به مدلسازی مکانی روابط بین طول و عرض جغرافیایی و ارتفاع با بارش را بررسی کرده نشان دادند که بارش سالانه در استان خوزستان از یک الگوی خوشه ای تبعیت می کند.

روش تحقیق

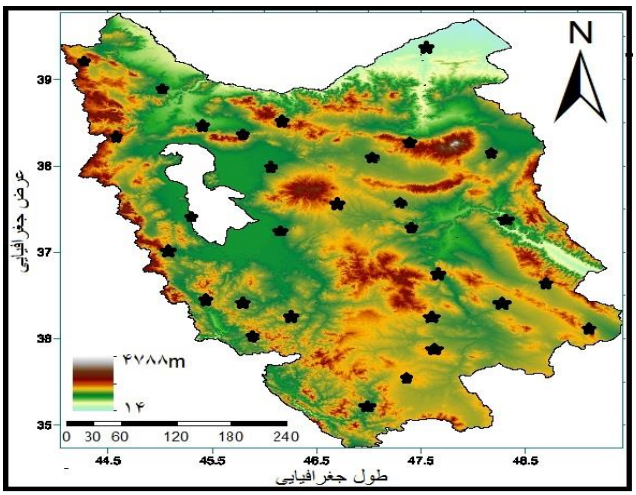
تحلیل فضایی یک فعالیت علمی و شیوه ای از مطالعات مکانی در جغرافیاست که از طریق بکارگیری روش ها و ابزار علمی و بهره گیری از علوم مختلف، شرایط محیطی را در ابعاد متفاوت آن شناسایی میکند(نوری، ۱۳۷۹،۲). یکی از مهمترین موضوعات تحلیل فضایی، تعیین نوع روابطی است که بین متغیرها وجود دارد. کاربرد تحلیل فضایی در اقلیم شناسی نوپاست که در آن تلاش می شود ارتباط بین عناصر اقلیمی با عوامل مکانی و محیطی مورد ارزیابی قرار گیرد. یکی از مهم ترین مراحل این نوع مطالعات انتخاب متغیرهاست. در این راستا در تحقیق حاضر، بارش سه ماهه فصل تابستان در ۳۰ ایستگاه همدید و باران سنجی واقع در گستره شمال غرب ایران طی سالهای ۱۹۸۵-۲۰۱۴ از سازمان هواشناسی و وزارت نیرو تهیه شد. نقشه موقعیت ایستگاهی همراه با طبقات ارتفاعی منطقه در شکل(۱) ارائه شده است. ابتدا ۱۲۰ داده ماهانه و فصلی بارش برای هر ایستگاه جمع آوری گردید. سپس مختصات مرز منطقه به مختصات متریک تبدیل شده، یک شبکه یاخته ای که محور طولی دارای ۷۹ قسمت و محور عرضی آن دارای ۹۷ بخش بود بر روی منطقه گسترانیده شد.این تقسیم بندی بر اساس آزمون و خطا و تهیه نقشه های متوالی از فاصله های ۴ تا ۲۰ کیلومتری و ارزیابی میانگین شناورمقادیر نقشه های تولید شده انجام شده است.

9 - Qaidam

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

با هدف جبران نقص ایستگاهی و با احتمال وجود داده های گمشده، ابتدا با انتخاب روش درون‌یابی کریجینگ به عنوان بهترین روش درون‌یابی و با استفاده از نرم افزارsurfer تعداد ۱۲۰ نقشه ماهانه و فصلی بارش با یاخته های ۶*۶ کیلومتر تولید شد. در نهایت بر اساس تکنیک جبر نقشه ، نقشه ها به عدد تبدیل شده، پس از حذف یاخته های خارج از مرز، کل منطقه با ۴۲۲۴یاخته پوشش داده شد.بدین ترتیب برای هر کدام از یاخته های موجود در شبکه ، متوسط بارش ماهانه (جولای، اگوست، سپتامبر) و فصلی (تابستان) بدست آمد.

یکی از تکنیک های نوین آماری، تکنیک های آمار فضایی است. آمار فضایی،بیشتر به توصیف و مدل سازی ویژگی های آماری داده ها در فضا و همچنین وابستگی فضایی آنها می پردازد. در این تحقیق با استفاده از آمار فضایی ابتدا سعی شده است توزیع مکانی بارش تابستان بر اساس شاخص های گرایش به مرکز (مرکز میانگین مکانی) و شاخص های پراکندگی (فاصله و بیضی استاندارد) مورد توجه قرار گیرد.



شکل(۱): پراکنش مکانی ایستگاه های سینوپتیک و باران سنجی در شمال غرب ایران

از آنجا که متغیرهای مکانی نقش موثری در تغییرات مکانی بارش دارند لذا بنابر ضرورت تحلیل مکانی لازم است نقش تمامی ابعاد مکانی در تکوین پدیده بارش آشکار شود. جهت نیل به این هدف، پس از تهیه مقادیر بارش هر یاخته، با استفاده از توانمندی های محیط نرم افزاری GIS نقشه رقومی ارتفاعی منطقه (DEM) تهیه شد. بر اساس طول و عرض جغرافیایی شبکه یاخته ای برازش داده شده بر منطقه، مقادیر شیب، جهت شیب، و انحنای ناهمواری ها نیز استخراج گردید. در نهایت جهت مدلسازی مکانی بارش پایگاه داده ای با ارایش ۱۰*۴۲۲۴ (متغیرها در ستون و یاخته ها در سطر) ایجاد شد. لازم به ذکر است که متغیرهای طول و عرض جغرافیایی، ارتفاع، شیب، جهت شیب و انحنای دامنه به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شدند. این پایکاه داده مبنای مدل سازی و کلیه فعالیت های آمار فضایی قرار گیرد.

ازآنجا که هدف مطالعه حاضر، شناخت قوانین حاکم بر رفتار بارش در امتداد مکان و تاثیر عوامل مختلف مکانی بر آن است تلاش می‌شود ضمن مدلسازی رفتار مکانی بارش با استفاده از دو روش رگرسیون کلی (OLS) و

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

رگرسیون موزون جغرافیایی (GWR)، دقت مدل ها با استفاده از شاخص های سنجش اعتبار مدل مورد ارزیابی قرار گیرند.

تحلیل اکتشافی فضایی بارش

روش های تحلیل اکتشافی داده های فضایی[10] به دنبال آشکار سازی الگوهای فضایی داده ها هستند (اوتمان و همکاران، ۲۰۰۹، به نقل از صادقی نیا و همکاران،۱۳۹۲، ۷۴). مهمترین مفهومی که در زمینه الگوهای فضایی بکار می رود مفهوم خودهمبستگی فضایی است. خود همبستگی فضایی نوعی مدل ریاضی است که برای مطالعه نحوه تغییر الگوهای مکانی مناسب است. علت وجود همبستگی فضایی این است که پدیده ها در جهان واقعی، رفتاری تقریبا منظم، الگووار و سیستمی دارند. خودهمبستگی مکانی قوی مبین قانون جغرافیایی "هر چه نزدیک تر تشابه بیشتر" است. بدین معنی که پدیده های جغرافیایی نزدیک به هم دارای ویژگی های مشابه بوده و الگوی آنها خوشه ای است. در کل خودهمبستگی فضایی به بررسی درجه تشابه نقاط یا پدیده ها با نقاط و پدیده های دیگر می پردازد. چنانچه در همبستگی مکانی توزیع نقاط مثبت باشد نقاط با ویژگی های مشابه کنار هم قرار می گیرند. اما اگر همبستگی مکانی ضعیف باشد یا وجود نداشته باشد، نقاط مجاور، ویژگی های مکانی متفاوتی خواهند داشت. یکی از مهم ترین و پرکاربردترین شاخص های فضایی جهت تعیین میزان خود همبستگی فضایی شاخص مورن تک متغیره عمومی است. محاسبه این شاخص طبق روابط(۱ تا ۴) بدست می آید(جی لی[11] ، ۲۰۰۱، ۸۰):

رابطه (۱)
$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}c_{ij}}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}}$$

رابطه(۲)
$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n}$$

در رابطه(۲)، n تعداد یاخته‌ها، xi,j اندازه مشاهده شده بر روی یاخته j,i ام، $\bar{x}$ میانگین همهٔ x_i هاو wij وزن فضایی بین پدیده j.iو s2 واریانس الگوی فضایی است. نمره Z استاندارد برای سنجش معنی داری این آماره نیز از رابطه (۳) بدست می آید(کسر[12]و همکاران،۲۰۱۲ : ۳۶۲):

رابطه (۳)
$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{s(I)}$$

رابطه (۴)
$$E(I) = (-1)/(n-1)$$

در رابطه(۳و ۴) $E(I)$و $S(I)$به ترتیب میانگین و انحراف معیار آماره مورن عمومی می باشند.

اگر شاخص مورن بزرگتر از $E(I)$باشد نشان می دهد که پدیده در مکان دارای الگوی خوشه ای بوده ، نقاط مجاور دارای ویژگی های مشابه هستند. اگر $I \cong E(I)$ باشد به معنی الگوی تصادفی در مجموع نقاط بوده و الگوی خاصی از شباهت در نقاط دیده نمیشود. اگر $I < E(I)$ باشد نشان دهنده یک الگوی پراکنده /

10- Exploratory spatial data analysis(ESDA)
11 - Jay Lee
12 - Keser

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

یکنواخت است و نقاط مجاور ویژگیهای متفاوت دارند (جی لی ، ۲۰۰۱، ۸۰) . دامنه عدد حاصلبرای مورن عمومی بین ۱ تا ۱- است. در کل، آن دسته از اندازه‌های مورنی که معنی‌دار و بزرگتر از صفر باشند، بیانگر همبستگی مثبت فضایی و خوشه‌های مشخصی از یاخته‌ها است. اندازه‌های مورنی که معنی‌دار و کوچک‌تر از صفر باشند، نشانگر همبستگی فضایی منفی و تفاوت فضایی آشکار بین یاخته‌های همجوار می‌باشند .

آماره موران جهانی فقط خوشه بندی کلی متغیرها را نشان می دهد ولی نمی تواند برای تشخیص الگوی ارتباط فضایی ارزش ها در محدوده همسایگی استفاده شود. شاخص مورن محلی که به آن شاخص LISA هم گفته می شود شاخصی برای استخراج طبقات فضایی است (ژو و همکاران، ۲۰۱۶، ۳۸۱) این شاخص تفاوت فضایی مقادیر ارزش های هر یاخته و یاخته های مجاورش را اندازه گیری کرده و معنی داری آنها را ارزیابی می کند. آماره مورن محلی شکل تجزیه شده آماره مورن عمومی است و برای پیکسل i از طریق رابطه(۵) قابل محاسبه است:

رابطه (۵)

$$I_i = x_i \sum_{i=1, j\neq i}^{N} W_{ij} X_j$$

در رابطه(۵) N تعداد یاخته‌ها، Xi و Xj به ترتیب اندازه‌های مشاهده شده استاندارد شدهِ یاخته i و یاخته j می‌باشند. Wij مقدار وزن فضایی استاندارد شده بوده ، جمع وزن‌ها برابر ۱ می‌باشد. نتایج آماره مورن محلی نیز به بوسیلهٔ نمرات Z آزمون می‌شود (دی و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۳- ۲۵۲).

رگرسیون کلی [۱۳](OLS) و رگرسیون وزن‌دهی جغرافیایی(GWR)[۱۴]

معادلات رگرسیونی روش هایی هستند که علاوه بر بیان روابط بین چند متغیر، الگوی روابط را نیز نشان می دهند. در این معادلات سعی می شود با ایجاد معادلاتی ناشی از روابط با سایر متغیرها، رفتار متغیر وابسته برآورد شود. به عبارتی دیگر وظیفه رگرسیون چند متغیره این است که به تبیین واریانس متغیر وابسته کمک کند و این وظیفه را از طریق مشارکت متغیرها در این واریانس انجام می دهد (کرلینجر، پذهازر ، ۱۳۸۴،). در بین مدلهای رگرسیونی، روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS)، مرسوم ترین و ساده ترین روش است. زیربنای فکری روش این است که ضرایب مدل مقادیری اختیار کنند که برآورد های مدل رگرسیونی علاوه بر بیشترین نزدیکی به مشاهدات (کمترین خطای برآورد) ، دارای بزرگترین R2 نیز باشند (عرفانیان و همکاران، ۱۳۹۲، ۳۵). در مدلسازی مکانی به روش OLSفرض بر این است که ضرایب یا پارامترهای مدل آماری نسبت به مکان (مختصات جغرافیایی) ثابت هستند. بنابراین مقدار متغیر وابسته که با این مدل تخمین زده می شود برای کل نقاط منطقه مقداری یکسان را تخمین می زند که به عنوان نقطه ضعف این روش در مدلسازی مکانی محسوب می شود.

مدل آماری OLSو ماتریس تخمین ضرایب مدل، با استفاده از روابط(۶ و ۷) بیان می گردد (عرفانیان و همکاران، ۱۳۹۲،۳۵):

رابطه (۶)

$$y = X\beta + \varepsilon$$

13- Ordinary Least Square Regression
14-Geographically Weighted Regression

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

رابطه (۷)
$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y$$

که در آن T ترانهاده ماتریس، $(X^T X)^{-1}$ معکوس ماتریس واریانس-کواریانس و X ماتریس متغیرهای مستقل می باشد. این مدل تغییرات مکانی پارامتر های مدل را ارائه نمیدهد. یکی دیگر از معایب روش این است که اگر یکی از متغیرهای مستقل، تابعی خطی از یک یا چند متغیر مستقل دیگر باشد هم راستایی ایجاد می شود. وجود این هم راستایی سبب پنهان شدن اطلاعات و گمراهی در استنباط آماری و عدم اطمینان به ضرایب برآوردی مدل می شود .

از آنجا که فرض اساسی در روش های رگرسیونی کلی ثابت بودن روابط در محدوده مورد مطالعه است، این روش برای متغیرهایی که دارای تغییرات مکانی زیادی هستند مناسب نیست چرا که باعث حذف عوامل موثر محلی می شود. تکنیک های رگرسیونی محلی متعددی برای محاسبه ناایستایی فضایی در روابط داده ها وجود داردکه یکی از آنها رگرسیون وزن‌دهی جغرافیایی است. نا ایستایی فضایی بیانگر این است که در هر نقطه رابطه ای متفاوت بین متغیر وابسته و مستقل وجود دارد. در این روش برای برآورد پارامترهای مدل در هر نقطه، از مشاهدات اطراف آن نقطه استفاده می شود. لذا مشاهدات نزدیک تر اثر گذاری بیشتری در برآورد محلی پارامتر ها نسبت به مشاهدات دورتر دارند این وزن دهی توسط تابعی بنام تابع کرنال وزنی انجام می شود (لو۱۵ و همکاران، ۲۰۱۵، ۱۱۰). برای افزایش دقت مدل در این روش، پهنای باند برای محاسبه تابع وزن دهی $w_i(u.v)$ با پراکندگی مشاهدات حول نقطه مرجع تطبیق داده می شود و رگرسیون موزون جغرافیایی به صورت رابطه (۸) نوشته می شود:

رابطه (۸)
$$Y_i = \beta_0(u_i.v_i) + \sum_k \beta_k(u_i.v_i)x_{ik} + \varepsilon_i$$

در اینجا $u_i.v_i$ بیانگر مختصات نقاط در مکان هستند. اگر $\widehat{\beta}(u.v)$ برآوردی از β و $w(u.v)$ ماتریس اوزان و X ماتریس متغیرهای مستقل باشند پارامترها از طریق رابطه (۹) برآورد می شوند:

رابطه (۹)
$$\hat{\beta}(u.v) = (X^T W(u.v) x^{-1} X^T W(u.v) y$$

برای ارزیابی میزان اعتبار و کارایی مدل های رگرسیونی شاخص های متعددی وجود دارد به چند مورد که در این پژوهش از انها بهره گرفته شد اشاره می شود:

الف) ضریب تعیین(R^2): این ضریب میزان درصد واریانس متغیر وابسته که توسط متغیرهای مستقل تبیین می شود را بیان می کند. اگر میزان ضریب تعیین یک شود یعنی خط رگرسیون دقیقا توانسته است تغییرات متغیر وابسته را به تغییرات متغیرهای مستقل نسبت دهد و اگر ضریب تغیین برابر صفر باشد نشان دهنده عدم توانایی رگرسیون در برآورد تغییرات متغیر وابسته از روی متغیرهای مستقل است(عساکره، ۱۳۹۰، ۱۹۱). ضریب تعیین به صورت رابطه (۱۰) نوشته می شود:

رابطه (۱۰)
$$R^2 = \left(\frac{\sum_{i=1}^{N} (X_{obsi} - \overline{X_{obs}})(X_{sim.i} - \overline{X_{sim}})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} (X_{obsi} - \overline{X_{obs}})^2 (X_{sim.i} - \overline{X_{sim}})^2}} \right)^2$$

15-Lu

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

ب) روش معیار آکائیک (AICc): این معیار، معیاری برای سنجش میزان کارایی نسبی است و نشان می دهد که استفاده از یک مدل آماری به چه میزان باعث از دست رفتن اطلاعات می شود. به عبارتی این معیار تعادلی بین دقت مدل و پیچیدگی آن برقرار می کند. مقدار کم این معیار بیانگر این است که مقدار تخمین زده شده توسط مدل، به مقدار مشاهده ای یا واقعیت زمینی نزدیک تر است. اگر n تعداد داده ها و $\hat{\sigma}$ انحراف استاندارد برآورد شده مقادیر خطا باشد، معیار تصحیح شده آکائیک از رابطه (۱۱) بدست می آید (ونگ۱۶ و همکاران، ۲۰۰۵، ۳۸۲):

رابطع (۱۱)
$$AIC_C = 2n\log_e(\hat{\sigma}) + n\log_e(2\pi) + n\left\{\frac{n + tr(S)}{n - 2 - tr(S)}\right\}$$

ج) ضریب نش ساتکلیف(NSE): یکی دیگر از معیارها جهت ارزیابی دقت مدل، معیار ساتکلیف و معیار ریشه میانگین مربعات خطا است. که بر اساس روابط (۱۲ و ۱۳) بدست می آیند:

رابطه (۱۲)
$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N}(X_{simi} - X_{obsi})^2}{\sum_{i=1}^{N}(X_{obsi} - \overline{X_{obsı}})^2}$$

رابطه (۱۳)
$$RMSE = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(X_{sim.i} - X_{obs.i})^2\right]^{1/2}$$

X_{obsi_i} داده های مشاهداتی، $X_{sim.i}$ داده های برآورد شده، $\overline{X_{obsı}}$میانگین داده های مشاهداتی می باشد. دامنه ضریب NSE بین 1 تا $-\infty$ است. اگر دامنه این معیار بین۱-۰ باشد مقدار خطا از واریانس داده ها بیشتر نمی شود و بهترین حالت زمانی است که ضریب برابر ۱ باشد.

ویژگی های عمومی بارش فصل تابستان

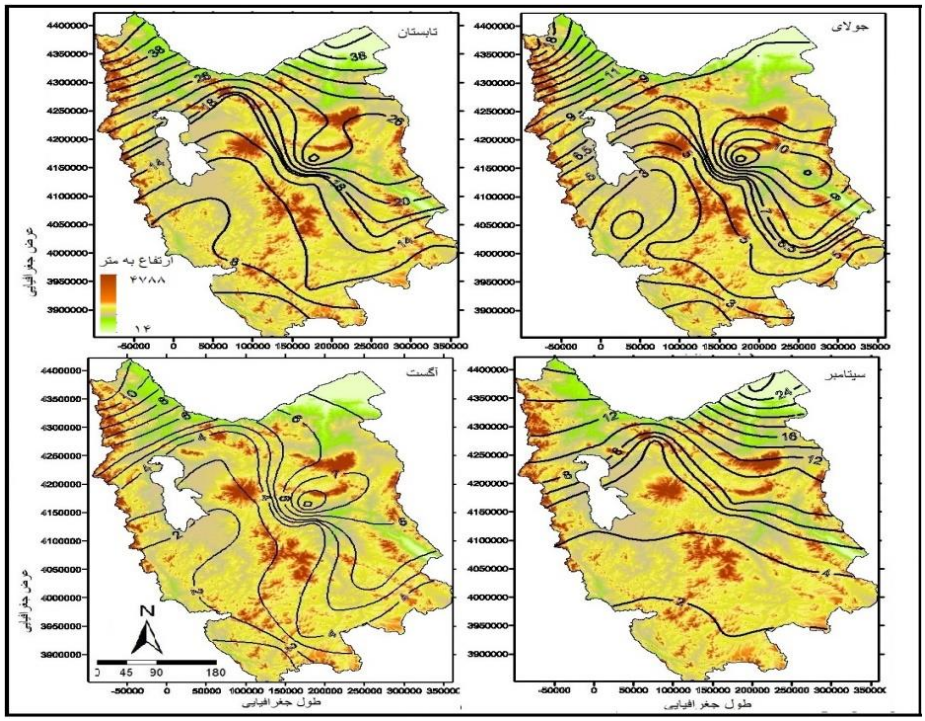
شکل(۲) چشم اندازی زیبا از طیف ارتفاعی منطقه و منحنی های هم بارش را نمایان می سازد. تابستان به گرما و خشکی (کم بارشی) در ایران مشهور است. که از عرض های شمال ایران به سمت عرض های جنوبی ایران به دلیل استیلای شرایط جنب حاره در این فصل از میزان بارش کاسته می شود. این سیر کاهشی بارش از شمال به جنوب در نقشه بارش تابستانه شمال غرب ایران نیز مشهود است. دریافت مجموع بارش تابستانه بیش از ۴۰ میلی متر در گوشه شمال شرقی و شمال غربی در دشت مغان و منطقه خوی و بازرگان و تشکیل هسته های بارش در ارتفاعات بزغوش و سبلان و بارش کمتر از ۵ میلی متر در جنوب غربی منطقه در کردستان خود موید تفاوت و تنوع مکانی در پهنه از لحاظ میزان بارش دریافتی است. متوسط مجموع بارش دریافتی در این منطقه حدود ۱۱ میلی متر است که تمایل به نیمه شمالی منطقه دارد. در واقع می توان گفت که مرکز ثقل بارش بیشتر در عرض های شمالی جای می گیرد. تشکیل هسته بارش در منطقه کوهستانی

16 - Wang

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

شرق پهنه و همچنین فشردگی خطوط همبارش در بخش غربی آن و گذر منحنی های هم بارش از روی دامنه های ارتفاعات می تواند گواهی بر تاثیر ارتفاع بر بارش تابستانه منطقه باشد. در ناهموار های کم ارتفاع عرض های پایین تر، از میزان بارش کاسته می شود. فشردگی خطوط هم بارش در دامنه های ارتفاعات نشان دهنده تغییرات سریع بارش در مسافت های کوتاه می باشد. اگر میانگین بارش فصلی و ماهانه (سه ماه تابستان) را به عنوان مرز پهنه های پربارش و کم بارش در نظر بگیریم به طور متوسط بیش از نیمی از پهنه، بارش کمتر از میانگین دریافت داشته اند (تابستان (۵۶٪)، جولای (۴۶٪)، اگوست (۵۵٪)، سپتامبر(۶۲٪)). دامنه وضریب تغییرات زیاد، همچنین انحراف از معیار بالا خود تاکیدی بر تغییرات زیاد بارش در مکان و عدم ثبات و اطمینان به میزان بارش دریافتی است.وجود هسته های بیشینه بارش می تواند دلیلی بر تاثیر عوامل مکانی نظیر ارتفاع و عرض جغرافیایی بالا بر وقوع بارش بیشینه باشد.

تفسیر اشکال بارش ماهانه وفصلی (تابستان) حاکی از وجود تغییرات فضایی بارش در گستره منطقه است. لذا جهت بررسی عوامل تاثیر گذار بر این تفاوت و تنوع مکانی، ۶ عامل مکانی شامل ارتفاع، شیب، جهت شیب، طول جغرافیایی ، عرض جغرافیایی و انحنای دامنه به عنوان متغیرهای فضایی موثر بر بارش انتخاب گردید. چنانچه پیشتر هم گفته شد با استفاده از مدل رگرسیون کلی و رگرسیون وزن‌دهی جغرافیایی مدلسازی های مکانی انجام شد تا مهمترین عامل موثر بر بارش در بخش های مختلف منطقه به صورت کلی و محلی شناسایی گردد.



شکل (۲): توزیع مکانی بارش ماهانه و فصلی تابستان در شمال غرب ایران

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

ویژگی های آماری توزیع مکانی بارش

مرکز میانگینی که مرکز ثقل مجموعه نقاط در فضا می باشد، معادل میانگین برای داده های تک بعدی است اما از انجا که میزان بارش دریافتی طی ماه ها و مکان های مختلف پهنه متفاوت است لذا در محاسبه میانگین فضایی از بارش دریافتی به عنوان وزن استفاده شده است. در صورتی که مختصات نقطه i با $x_i . y_i$ و مقادیر بارش هر نقطه با w_i نشان داده شود، مختصات مرکز میانگین وزنی به صورت $\bar{x}_{wmc} . \bar{y}_{wmc}$ در رابطه (۱۴) ارائه میشود (جی لی، ۲۰۰۱، ۳۸.):

رابطه (۱۴)
$$\bar{X}_{wmc} . \bar{y}_{wmc} = \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} w_i x_i}{\sum_{i=1}^{n} w_i} . \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i y_i}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \right)$$

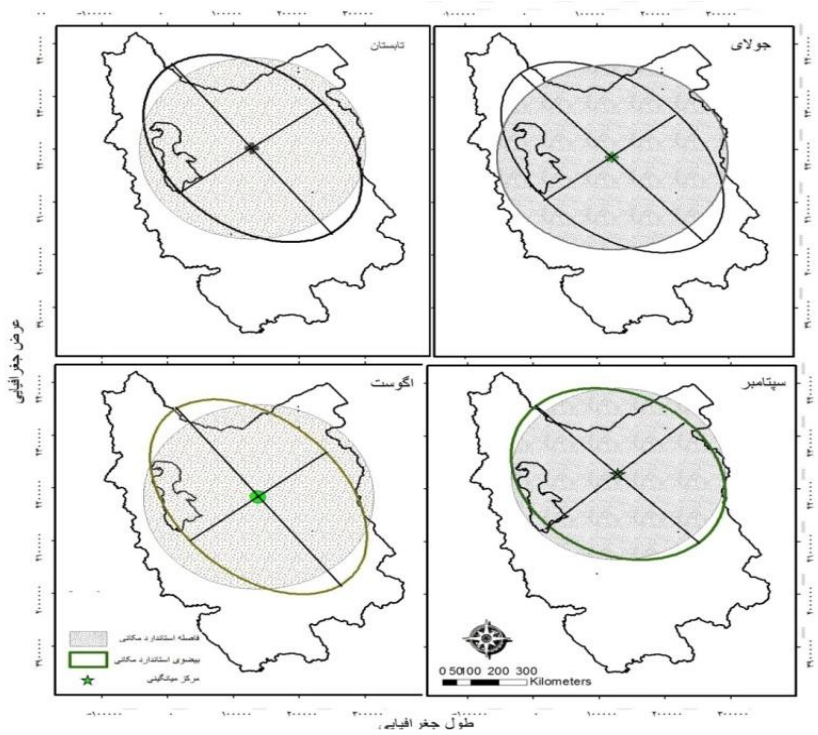
از شاخص هایی که برای بیان ویژگی های پراکنش بارش حول مرکز میانگین استفاده می شود شاخص های فاصله استاندارد و بیضی انحراف استاندارد می باشد. فاصله استاندارد وزنی بر اساس رابطه (۱۵) بدست می آید:

رابطه (۱۵)
$$SD = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} f_i (X_i - X_{mc})^2 + \sum_{i=1}^{n} f_i (y_i - y)^2}{\sum_{i=1}^{n} f_i}}$$

در این معادله f_i وزن مختصات $(x_i . y_i)$ است.شاخص بیضی استاندارد به دلیل توانایی در نشان دادن جهت انحراف توزیع نقاط می تواند پراکنش نقاط را بهتر نمایش دهد. در صورتی که نقاط بارشی دارای انحراف جهت دار باشند می توان جهتی را با کشیدگی بیشتر در بیضی استاندارد مشاهده کرد (جی لی، ۲۰۰۱، ۴۷). کشیدگی بیشتر بیضی استاندارد، همچنین گستردگی فاصله استاندارد، میزان بی اعتمادی به میانگین مکانی بارش و پراکندگی بیشتر بارش را آشکار می سازد.

در شکل(۳) فاصله و بیضی استاندارد بارش تابستانه به صورت ماهانه و فصلی ارائه شده است. چنانکه پیشتر اشاره شد میانگین مکانی بارش بیانگر مرکز تعادل دریافت بارش است. از آنجا که در نقشه مرکز میانگین بیشتر به سمت شمال پهنه گرایش یافته است لذا می تواند نشان دهنده تفاوت مکانی در دریافت بارش باشد. همچنین می توان استنباط کرد که فعالیت سامانه های جوی منجر به بارش، در بخش های شمالی پهنه بیشتر بوده و در سایر بخش ها به ویژه در بخش جنوبی پهنه، فعالیت کمتری از خود نشان می دهند.بزرگی فاصله استاندارد و کشیدگی بیشتر بیضی استاندارد در امتداد شمال غرب-جنوب شرق به ترتیب در ماه های جولای و آگوست گویای پراکنش بیشتر داده ها حول میانگین و عدم اطمینان به میزان بارش دریافتی طی این ماههاست. کمترین ناپایداری مرکز ثقل بارش و در عین حال بیشترین اعتماد به میانگین بارش از طرفدیگربیشترین تطابق بین دایره و بیضی استاندارد را ماه سپتامبربه خود اختصاص داده است. به نظر می رسد ورود بادهای غربی طی ماه مزبور و دریافت بارش بیشتر، بر میزان بارش دریافتی منطقه اثر گذارده و ازتفاوت مکانی بارش اندکی کاسته است. لذا انحراف مکانی بارش نیز کمتر شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

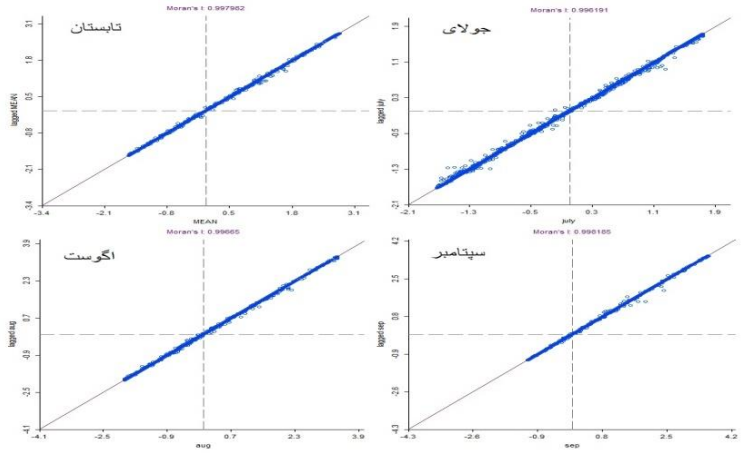


شکل(۳): موقعیت شاخص های مرکزی و پراکندگی مکانی ماه های فصل تابستان

خود همسبتگی فضایی بارش ماهانه و فصل تابستان

در شکل(۴) نمودار پراکنش نگار خودهمبستگی فضایی بارش فصلی و ماهانه تابستان ارائه شده است. در این شکل میزان همبستگی فضایی مورن عمومی در دوره های زمانی ارائه شده، بیش از ۹۹٪ است. لازم به یادآوری است که نتایج حاصل از این آماره، نشان دهنده نوع توزیع یا پراکنش مکانی متغیر مورد بررسی به صورت خوشه ای، تصادفی یا پراکنده است. در اشکال مربوط به خودهمبستگی فضایی بارش ماهانه و فصل تابستان، دو الگوی خوشه ای دیده می شود. وجود همبستگی بالا در ربع اول، مجاورت مقادیربا ارزش های بالا را نشان می دهد. از طرف دیگر چنین رفتاری در مقادیر پایین هم محرز است. به عبارتی بارش دارای رفتاری طبقه ای بوده، بخشی از منطقه بارش زیاد و بخشی بارش کم دریافت می کند. با این حال در فصل تابستان غیر از ماه جولای، خوشه های با مقادیر بالا بیشترین سهم را به خود اختصاص داده اند. بنظر می رسد در ماه جولای مقایر با ارزش های بالا-بالا و پایین-پایین تقریبا توزیع یکسانی داشته اند.

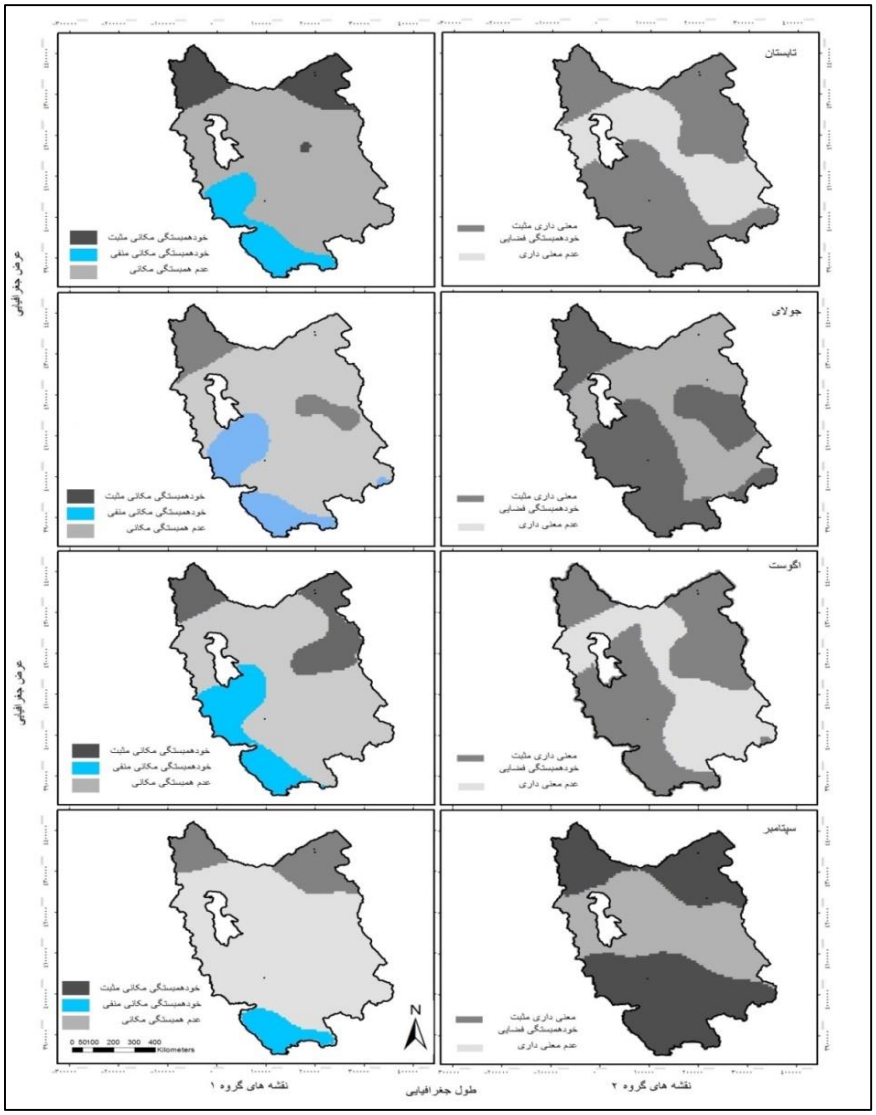
[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]



شکل (۴): خودهمبستگی نگار مورن عمومی بارش ماهانه و فصلی تابستان

آماره مورن عمومی، فقط خوشه بندی کلی متغیرها را نشان می دهد اما نمی تواند برای تشخیص الگوی همبستگی فضایی متغیرها استفاده شود. برای ارائه نقاطی که دارای همگنی فضایی هستند از شاخص مورن محلی استفاده می شود. فرض صفر در این آماره، عدم وجود همبستگی فضایی بین یاخته های مجاور است ($H_0 \rightarrow I = 0$) نتایج حاصل از شاخص مورن محلی و مناطق معنی داری آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد در شکل ۵ امده است. سطح معنی داری در این آماره به معنی وجود همبستگی فضایی و رد فرض صفر است (شکل نقشه های گروه دوم) . در تابستان و سه ماه آن، بارش از لحاظ مکانی رفتاری تقریبا مشابه داشته است. در عین حال تفاوت هایی نیز دیده می شود. طی این فصل بخش های از شمال پهنه، دارای خود همبستگی فضایی مثبت و معنی دار است. این بخش ها به طور متوسط ۱۵ درصد از منطقه را تحت پوشش خود درآورده و طی ماه های مختلف درصد آن تغییر پیدا می کند جدول(۱). با توجه به اینکه بخش های مزبور جزء مناطق پربارش محسوب می شوند لذا می توان گفت عوامل (همدید و محلی) موثر بر بارش، فعالیت زیادی در منطقه داشته اند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]



شکل (۵): شاخص آماری مورن محلی (گروه ۱) و سطوح معنی داری آن (گروه۲)

طی ماه‌های اوت و جولای در مناطق کوهستانی واقع در بخش شرقی منطقه، بالا بودن ضریب همبستگی مثبت و معنی دار در مناطق شمالی عامل ناهمواری است که با نبود خود در این منطقه نقش ایفا می کنند به عبارتی همواری منطقه باعث افزایش همبستگی مثبت شده است. در بخش جنوب غربی، منطقه ای با خودهمبستگی معنی دار و منفی نیز وجود دارد که ۱۳ درصد از گستره منطقه را پوشش داده است.

این خودهمبستگی منفی به معنی رفتار نوسانی و متغیر بارش در یاخته های مجاور است بدین معنی که میزان بارش در این بخش نایکنواخت بوده و توزیع پراکنده دارد. خط هم بارش ۸ میلی متر مرز این منطقه می باشد. با توجه به وضعیت بار ش دریافتی می توان گفت نقش عوامل محلی نظیر همرفت و ناهمواری بیشتر بوده

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

است. با این حال در هر ۴ مورد نقشه ارائه شده، در بخش وسیعی از منطقه فاقد همبستگی مکانی معنی دار بوده و نشان از توزیع تصادفی پدیده در مکان دارد جدول(۱).

جدول(۱): درصد سطح پوشش خوشه های فضایی مورن محلی

مورن محلی	درصد سطح معنی داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد	درصد سطح تحت پوشش خوشه های با مقادیر بالا	درصد سطح تحت پوشش خوشه های با مقادیر پایین
تابستان	۶۸	۱۵	۱۳,۶
جولای	۵۴,۵	۱۲,۲	۱۵
اوت	۵۹,۳	۱۸,۳	۱۶,۲
سپتامبر	۶۱	۱۶	۶,۳۳

مدل‌سازی فضایی بارش فصلی و ماهانه تابستان

مدل‌سازی روشی است که به وسیله آن دنیای واقعی به اندازه وضعیت دلخواه در می آید لذا درک پیچیدگی های طبیعی امکان پذیر می شود (عساکره، ۱۳۹۰، ۲۱۷) جهت مدل سازی اقلیمی ، شناخت روابط مکانی بین عناصر و عوامل اقلیمی می تواند از مهم ترین فرآیندهای مدلسازی باشد. شناخت این روابط می تواند در جداسازی مرز نواحی اقلیمی و عوامل مکانی موثر بر رفتار پدیده ها و سامانه های جوی موثر واقع گردد (شادمان ، ۱۳۹۱، ۴۳). جهت شناخت روابط بین عوامل مکانی و عنصر اقلیمی بارش، با استفاده از اطلاعات تولید شده یعنی میانگین بارش (ماهانه و فصلی) در هر یاخته و با توجه به مشخصه های مکانی هر یاخته، بارش گستره شمال غرب ایران با استفاده از تکنیک های رگرسیون معمولی (OLS) و رگرسیون موزون جغرافیایی (GWR) مدلسازی گردید. پیش از مدل‌سازی، داده ها از لحاظ هم راستا بودن مورد آزمون واقع شدند.

اگر متغیرهای مستقل به طور معنی دار با یکدیگر همبستگی داشته باشند بر آورد همسبتگی ها غیر واقعی می شود چون بخشی از واریانس متغیر ها که توسط یک متغیر توضیح داده می شود تا حد قابل ملاحظه ای همان واریانسی است که توسط متغیرهای دیگر تبیین می شود عساکره (۱۳۸۶،۱۶). در این حالت گفته می شود که بین متغیرهای مستقل هم راستایی چندگانه وجود دارد. لذا برآورد متغیرها بر مبنای مدل رگرسیونی گمراه کننده و استفاده از مدل را با اشکال مواجه می کند (عساکره،۱۳۸۴، ۲۱۶). از این رو با ازمون هم راستا بودن متغیرهای مستقل از طریق گرفتن همبستگی بین ۶ متغیر مستقل موجود و همچنین بررسی میزان افزایش شاخص تورم واریانس VIF و بررسی میزان تغییر ضرایب رگرسیونی با حذف یا اضافه کردن تک تک متغیرهای مستقل در یک مدل رگرسیون چند متغیره، وجود هم راستایی محرز گردید.

از آنجا که هدف بررسی اثرات اکثریت عوامل مکانی بر روی میزان بارش دریافتی درمنطقه بود، از تبدیل مشاهده به نمره های معیار که از خانواده تبدیل خطی است بهره گرفته شد تا مقیاس مقادیر یکسان شده و همبستگی بین متغیرهای مستقل از بین برود. بدین منظور با انجام حدود۱۰ تبدیل روی داده ها بهترین

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

انتخاب شد (به منظور مطالعه بیشتر در زمینه تبدیلات خطی به عساکره،۱۳۹۰،۱۴۷ مراجعه کنید). تبدیل مذکور روابط (۱۶ و ۱۷) است

رابطه (۱۶)
$$N_i 3 = \left(\frac{Z_i}{x_{max} - x_{min}}\right)$$

رابطه (۱۷)
$$Z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$$

در این تبدیل، Z_i نمره استاندارد متغیرها و s انحراف معیار داده ها می باشد.

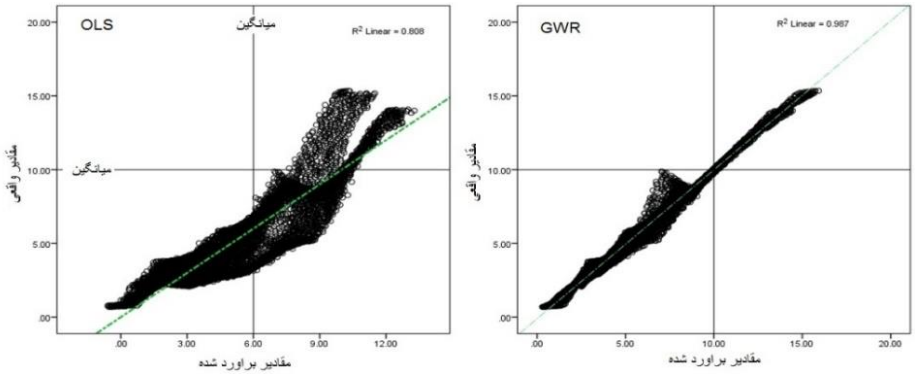
در جریان معادله رگرسیون کلی که بر داده ها برازش داده شد، برای هر یک از ماه ها و فصل تابستان معادلاتی بدست آمد. معادله مربوط به فصل تابستان به صورت زیر است:

P-estimated=-92.4+0.000007lon+0.000024lat-0.0002aspect+0.0085slop-0.00028height-0.00004curvature

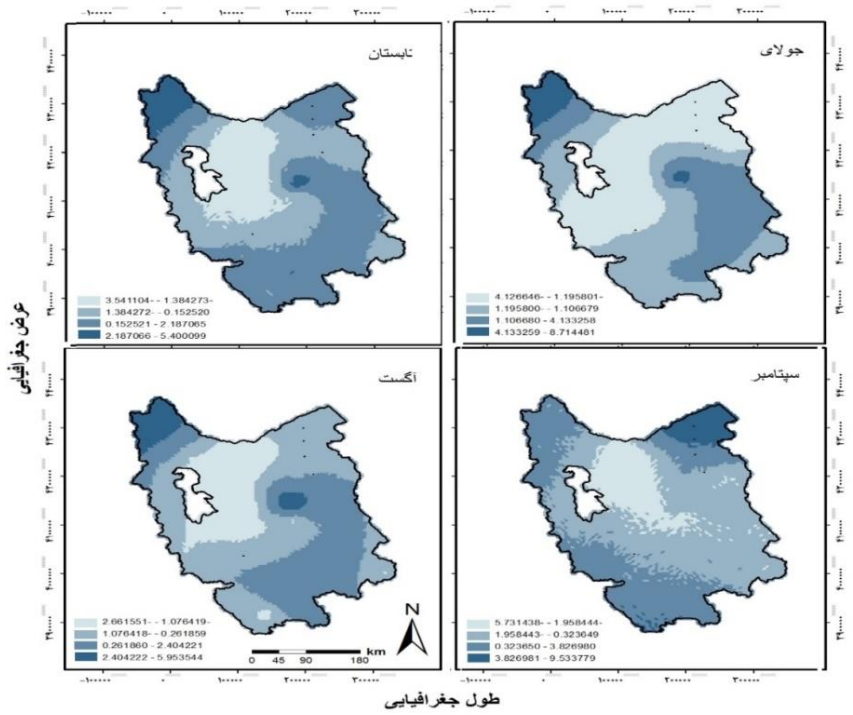
این معادله گویای یک رابطه خطی بین متغیرهای مستقل و وابسته است که بر اساس آن متغیرهای مستقل تنها توانایی توجیه و تبیین 80درصد از تغییرات بارش را دارند جدول (۲). با کمی دقت در این معادله می توان دریافت که از بین ۶متغیر مستقل موجود، متغیر شیب بیشترین اثر را بر بارش دریافتی منطقه داشته است. به عبارتی با هریک درجه افزایش شیب، میزان بارش به اندازه ۰,۰۰۸۵ میلی متر افزایش می یابد. دومین متغیری که اثر بیشتر اما معکوس بر بارش دارد ارتفاع است. با هر ۱۰۰۰ متر افزایش ارتفاع بارش به اندازه ۳ میلی متر کاهش می یابد. با اینکه بر اساس این معادله شیب موثرترین عامل مکانی می باشد اما باید یادآور شد که دامنه تغییرات شیب بین صفر و۴۶,۷ درجه بوده در حالی که دامنه تغییرات ارتفاع بین ۲۳-۴۳۱۰ مترمی باشد. این در حالی است که ۶۴ درصد از گستره پهنه دارای شیب زیر ۱۰ درجه و ۷۶ درصد منطقه در ارتفاعی بین ۲۳-۲۰۰۰ متر قرار دارند. از این رو می توان با در نظر گرفتن چنین گستره ای از تاثیر عامل ارتفاع، این عامل مکانی را موثرتر از شیب دانست.مدل های ماهانه نیز چنین رفتاری را از خود نشان دادندو شیب را مهمترین عامل موثر بر بارش دانستند که از ارائه آن ها در این بخش خود داری می شود.

باقیمانده ها اختلاف بین مقادیر مشاهده شده و مقادیر برازش یافته هستند. نمایش نموداری مانده ها گویای انحراف الگو نسبت به واقعیت است. در واقع این مقادیر گویای مجموع تغییراتی است که توسط مدل توجیه نشده است (عساکره،۱۳۹۰، ۲۲۵). این شاخص یکی از شاخص های ارزیابی دقت مدل رگرسیونی است. هر چه باقیمانده ها کم تر باشند رابطه بین متغیرهای مستقل ووابسته توسط رگرسیون خطی مناسب تر بیان می شود. زیرا در این حالت مدل رگرسیونی تغییرات زیادی را توجیه کرده است.نمودار ارائه شده در شکل (۶) مقادیر باقیمانده های رگرسیون کلی را نشان می دهد که بر اساس آن، مدل در برآورد مقادیر بارش بالاتر از میانگین خطای بیشتری داشته است. به سمت مقادیر پایین تر از میانگین از شدت واریانس خطاها کاسته می شود.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]



شکل (۶): پراکنش نگار مقادیر برآورد شده مدل های رگرسیونی با مقادیر واقعی بارش فصل تابستان



شکل(۷): نقشه باقیمانده های ماهانه و فصلی حاصل از مدل رگرسیون OLS

در شکل (۷) نیز نقشه باقیمانده های رگرسیون کلی گویای این واقعیت است مناطقی که باقیمانده ها منفی هستند برآورد بیش از مقادیر واقعی بوده و در مناطق با باقیمانده های مثبت که بیشتر مناطق پربارش را شامل می شود مقادیر برآوردی کمتر از واقعیت بوده است. بیشتر در نیمه شرقی منطقه است که مدل خطای کمتری داشته (خطای نزدیک به صفر) و مقادیر را نزدیک به واقعیت تخمین زده است.

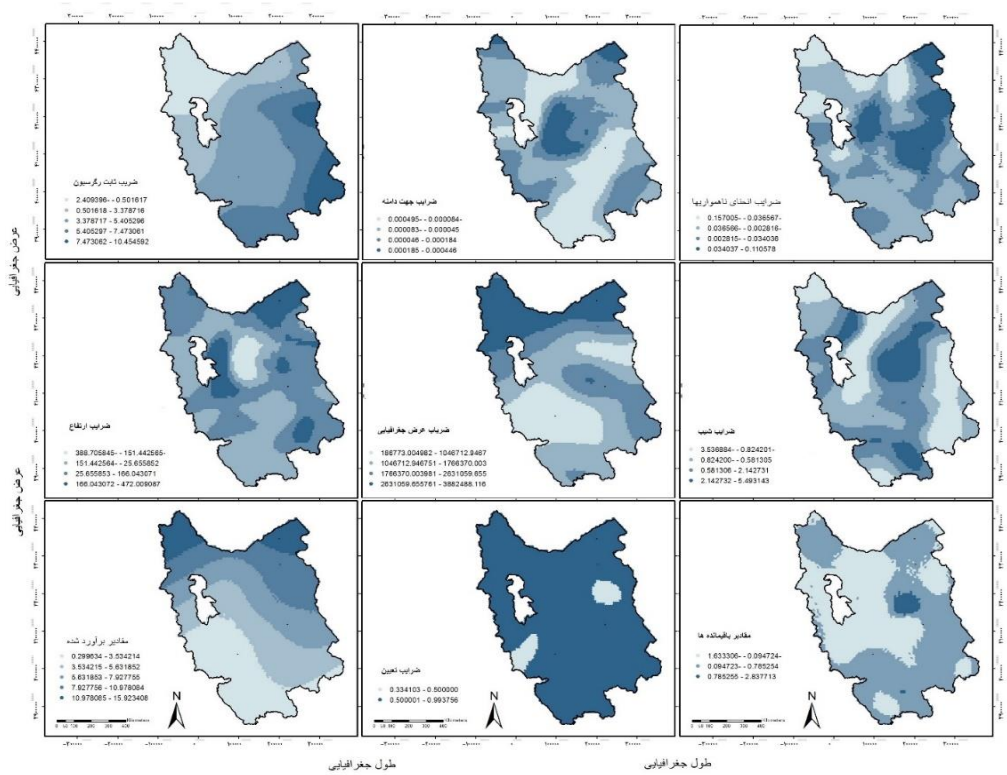
از آنجا که مدل رگرسیون کلی تنها شمایی کلی از رفتار بارش در کل منطقه را ارائه می دهد لذا با بهره گیری از رگرسیون وزن‌دهی جغرافیایی به مدلسازی محلی بارش پرداخته شد. تا بتوان رفتار لانه گزین بارش در دل

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

پهنه را شناسایی کرد. چنانکه در بخش مواد و روش ها گفته شد از ۶ متغیر مکانی به عنوان متغیرهای مستقل استفاده شد که نقشه های اشکال۸-۱۱ گستره تحت پوشش ضرایب و میزان اهمیت هر کدام از متغیرهای مورد نظر را به تصویر کشیده اند. این اشکال به صورت فصلی و ماهانه ترسیم شده اند. بیشترین ضرایب a مربوط به فصل تابستان در بخش شرقی منطقه بوده که به سمت غرب و شمال غرب کاسته میشود. بالاترین تاثیر جهت دامنه در نواحی مرتفع و پربارش مرکزی و کم ارتفاع شمالی دیده می شود که بیان گر تاثیر دامنه های ارتفاعات سهند و قوشا داغ و ناهمواری های موجود بر بارش این بخش است. در عین حال در مناطق پست موجود در شمال و جنوب منطقه تاثیر جهت دامنه بسیار کم می شود. همسو با جهت دامنه ها میزان تاثیر انحنای ناهمواری ها و عامل ارتفاع نیز در بخش های مرتفع و کوهستانی منطقه بیشتر است. بیشترین تاثیرمثبت عامل ارتفاع در شرق دریاچه ارومیه و در دشت مغان به چشم می خورد. با عبور از ارتفاعات شرقی ارومیه، رفتار ارتفاع دقیقا عکس رفتار آن در بخش شرقی می باشد. به عبارتی با افزایش ارتفاع بارش کاهش می یابد. باید اذعان داشت که ارتفاع در منطقه به عنوان یکی از مهم ترین عوامل مکانی رفتاری کاملا متفاوت نشان دادهَ، در ۳۴ درصد منطقه تاثیر معکوس داشته و در ۶۶ درصد پهنه با تاثیر گذاری مثبت، با افزایش ارتفاع بارش بیشتر می شود. لازم به ذکر است که مقایسه نقشه های ضرایب ارتفاع و جهت دامنه این واقعیت را اشکار می کند که در منطقه ای که ارتفاع تاثیر معکوس بر بارش دارد جهت ناهمواری ها بیشترین اثر گذاری را نشان می دهند. این منطقه منطبق بر دامنه شرقی ارتفاعات سهند و ناهمواری های داخلی است. می توان استدلال کرد که سهند و ارتفاعات اطراف آن به صورت سدی جلوی توده های هوای ورودی از غرب را گرفته و بارش در عبور به شرق کم می شود.

متغیر عرض جغرافیایی عمدتا اثر مثبتی بر بارش دارد. در بخششمالی، بارش افزایش می یابد. حداقل تاثیر آن در بخش جنوب غربی و بخش کوچکی در دامنه های شمالی سبلان و ارتفاعات اطراف آن می باشد که تأثیر عامل ارتفاع بر عرض جغرافیایی برتری دارد. ضرایب شیب تقریبا رفتاری معکوس ضرایب ارتفاع نشان می دهند. به گونه ای که در شرق دریاچه ارومیه که میزان تاثیر ارتفاع بیشینه است تاثیر شیب به حداقل می رسد و در شرق ارتفاعات سهند تاثیر مستقیم شیب، حداکثر می شود. ضریب شیب در ۴۱ درصد از پهنه تاثیر منفی بر بارش دارد. این بخش ها بیشتر با مناطق پست و هموار انطباق دارد. مقایسه مقادیر برآوردی در شکل (۸) و مقادیر واقعی در نقشه(۲) نشان می دهد که مدل به خوبی توانسته است مناطق بارشی را الگوسازی کند. شکل (۵) خود تأییدی بر این ادعاست که نشان می دهد مقادیر باقیمانده ها،واریانس بسیار کمی داشته و مقادیر برآوردی نزدیک به واقعیت تخمین زده شده اند. تنها در محدوده کمتر از میانگین (۶-۹ میلی متر) برآوردها دارای خطای بیشتری نسبت به بقیه بوده اند. ضریب تعیین میزان دقت مدل را نشان می دهد بر اساس نقشه (۸) مدل توانسته است در بیش از ۹۲ درصد پهنه بیش از ۵۰ درصد تغییرات بارش را توجیه کند. نقشه های مانده های مدل نیز حاکی از کاهش دامنه باقیمانده های مدل GWR نسبت به باقیمانده های مدل OLSاست. از طرف دیگر میزان خطاها نیز بسیار کم شده و گستره مقادیر برآورد نزدیک به واقعیت (خطای صفر) نیز به ۶۰درصد افزایش یافته است. در حالی که این مقدار در رگرسیون OLSفقط ۳۳ درصد است.

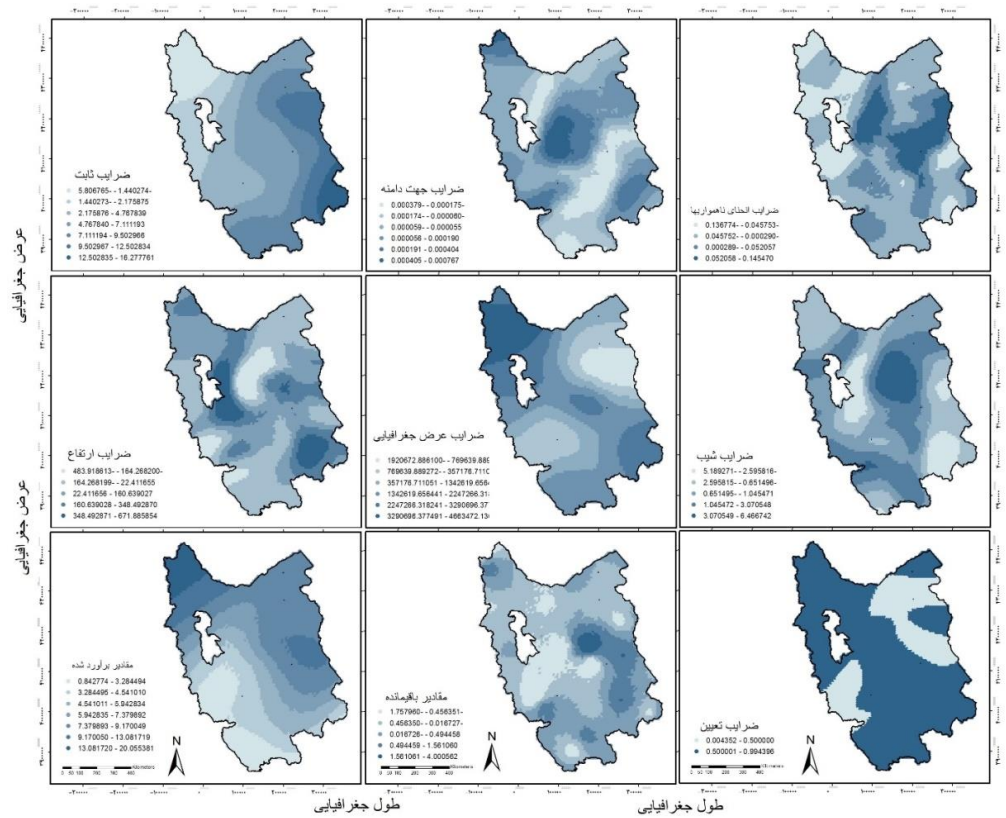
[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]



شکل(۸): نقشه های توزیع ضرایب بارش تابستانه مدلGWR

مدل‌سازی ماهانه نیز نشان داد که بارش سه ماه جولای، اوت و سپتامبر از الگوی فصل تابستان تبعیت می کنند. با این حال تاثیر عوامل مکانی در ماههای مختلف متفاوت است. در جولای از تاثیر عامل ارتفاع در بخش شمالی اثری دیده نمی شود. و بیشتر در بخش شرقی دریاچه ارومیه و جنوب شرقی منطقه مشهود است. همچنین تأثیر عرض جغرافیایی نیز کم بوده محدود به بخش شمال غرب منطقه می باشد. بیشترین خطای برآوردی مدل GWR طی این ماه دیده می شود. در این ماه مدل مزبور تنها توانسته است ۹۶ درصد تغییرات بارش را توجیه کند.

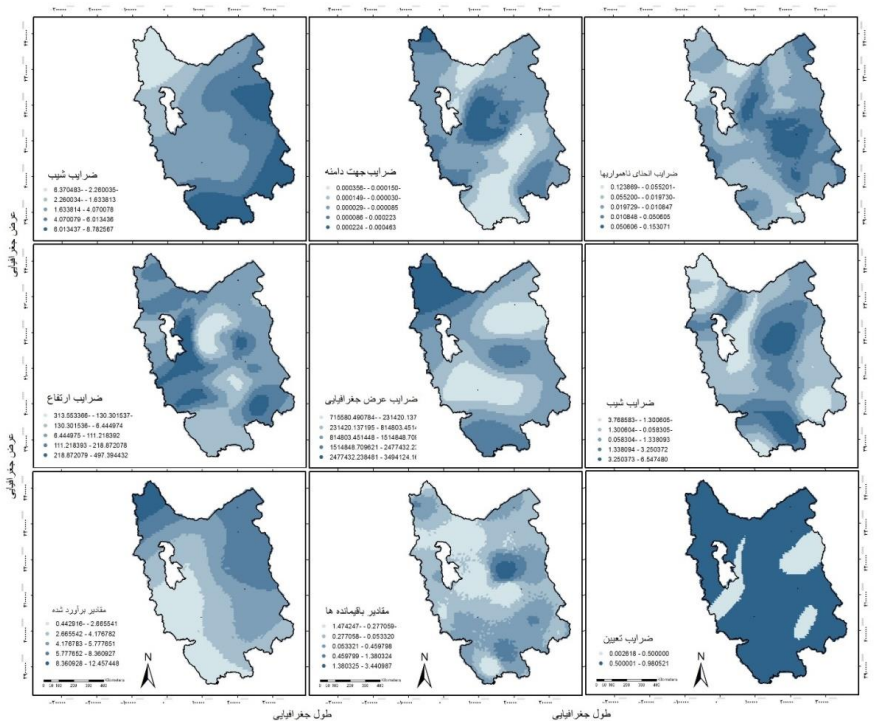
[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]



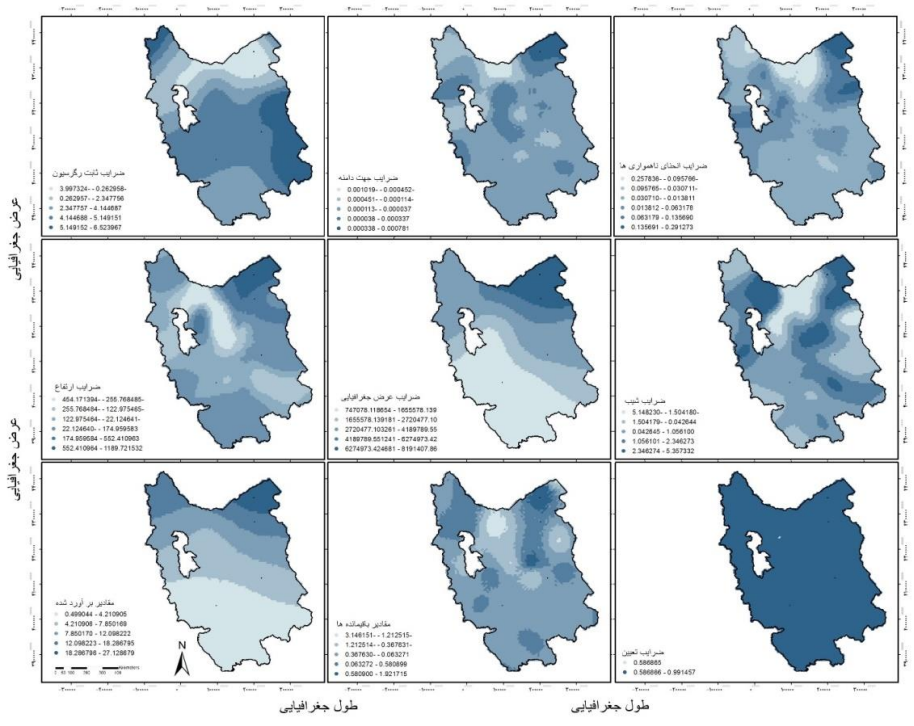
شکل (۹) : نقشه توزیع ضرایب بارش ماه جولای مدل GWR

در اوت تأثیر عرض جغرافیایی کمتر شده است رفتاری شبیه رفتار جولای دارد. اما طی سپتامبر تفاوت اساسی با وضعیت عوامل مکانی با مدل فصلی و سایر ماهها دیده می شود. طی این ماه بیشترین اثر هر متغیر مکانی در نیمه شمالی به ویژه در شمال شرق منطقه دیده می شود. که به سمت جنوب از میزان اثر آنها کاسته می شود. ضرایب شیب و ارتفاع که رفتاری معکوس در سایر ماهها داشتند در این ماه رفتاری معکوس در بخش های جنوبی اما مشابه در گوشه شمال شرقی دارند. دامنه خطاها در این ماه بسیار کم بوده و مدل ۹۹درصد از تغییرات بارش را بیان می کند. به عبارتی مدل بهترین برازش را با داده های بارش این ماه داشته است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]



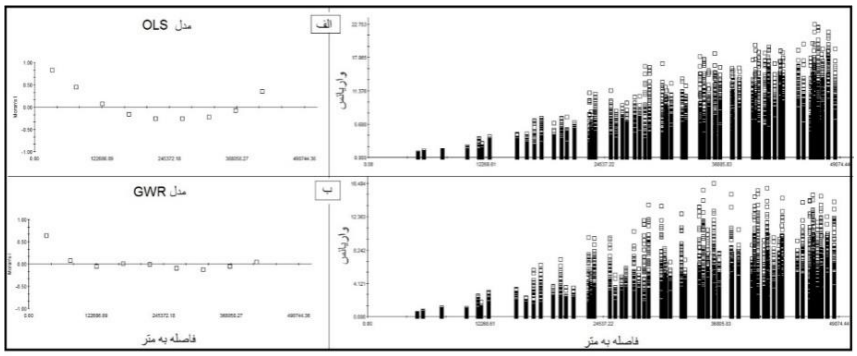
شکل (۱۰): نقشه توزیع ضرایب بارش ماه آگوست مدل GWR



شکل(۱۱): نقشه توزیع ضرایب بارش ماه سپتامبر مدل GWR

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

از جمله راههای ارزیابی اعتبار مدل بررسی خود همبستگی خطاهاست. در شکل (۱۲) خودهمبستگی مورن باقیمانده های دومدل ترسیم شده است. در این شکل دیده می شود که باقیمانده های مدلGWR , فاقدخودهمبستگی مکانی هستند و رفتار خاصی ندارند اما در مورد باقیمانده های مدل رگرسیون کلی، رفتارهای نوسانی منظم و وجود خودهمبستگی مکانی کاملا مشهود است. همچنین از طریق شاخص های ارائه شده، میزان کارایی دومدل مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس این اشکال و جدول(۲) مدل GWR در هر کدام از دوره های زمانی باR^2 بالا، کمترین میزان AICc ، بالاترین میزان NSE، و کمترین RMSE ، نسبت به مدل OLS بهترین برازش را داشته است.



شکل(۱۲): نقشه همبستگی نگارمورن باقیمانده های مدل‌های رگرسیونی

جدول(۲): معیارهای ارزیابی اعتبار مدل های رگرسیونی GWR, OLS

زمان	تابستان		جولای		اوت		سپتامبر	
مدل	GWR	OLS	GWR	OLS	GWR	OLS	GWR	OLS
NSE	۹۸.-	۰,۸۰	۰,۹۷	۰,۵۲	۰,۹۶	۰,۶۰	۰,۹۹	۰,۸۲
$RMSE$	۰,۳۸	۱,۴۶	۰,۵۳	۲,۳	۰,۴	۱,۳۸	۰,۴۵	۲,۲۹
R^2	۰,۹۸	۰,۸۰	۰,۹۷	۰,۵۲	۰,۹۶	۰,۶۰	۰,۹۹	۰,۸۲
$AICc$	۴۸۵۴	۱۸۴۲	۸۲۴۴	۲۳۱۰۵	۵۴۶۹,۶	۱۷۸۵۸	۶۵۵۸	۲۳۰۲۵

نتیجه گیری

تنوع توپوگرافیکی و پیچیدگی‌های مکانی باعث تاثیر متفاوت عوامل مکانی بر عناصر اقلیمی شده است. مدلسازی تاثیر این عوامل روی عناصر اقلیمی می تواند در شناخت رفتار این عناصر بسیار موثر باشد. با این هدف، برای مدلسازی تاثیر عوامل مکانی روی بارش تابستانه در شمال غرب ایران، با استفاده از داده های پهنه ای ۳۰ سال دوره آماری، از مدل رگرسیون کلیOLS و مدل رگرسیون وزن‌دهی جغرافیایی GWR استفاده شد. ضمن ارزیابی دقت هر کدام از مدل ها، مدل بهینه انتخاب گردید. نتایج نشان داد که مدل وزن‌دهی جغرافیایی برازش دقیق تری نسبت به رگرسیون کلی دارد. نتایج تحقیقات سایر محققان نظیر ژائو[۱۷] و همکاران

17- Zhao

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

(۲۰۱۰)، شارما[18] و همکاران (۲۰۱۱)، براون[19] و همکاران (۲۰۱۲)، عثمان[20] و همکاران (۲۰۱۵)، عساکره و سیفی پور (۱۳۹۱) نیز نشان دهنده کارایی بهتر مدل GWR نسبت به مدل OLS می باشد.

در تحقیق حاضر نتایج مدل رگرسیون وزن‌دهی جغرافیایی نشان داد که بیشترین تاثیر جهت دامنه در نواحی مرتفع و پربارش مرکزی و کم ارتفاع شمالی دیده می شود. همسو با جهت دامنه ها میزان تاثیر انحنای ناهمواری ها و عامل ارتفاع نیز در بخش های مرتفع و کوهستانی منطقه بیشتر است. بیشترین تاثیرمثبت عامل ارتفاع در شرق دریاچه ارومیه و در دشت مغان به چشم می خورد. در منطقه ای که ارتفاع تاثیر معکوس بر بارش دارد جهت ناهمواری ها بیشترین اثر گذاری را نشان می دهند. ضرایب شیب تقریبا رفتاری معکوس ضرایب ارتفاع نشان می دهند. چنانچه در شرق دریاچه ارومیه که میزان تأثیر ارتفاع بیشینه است تاثیر شیب به حداقل می رسد و در شرق ارتفاعات سهند تاثیر مستقیم شیب، حداکثر می شود. مدل بهترین برازش را با داده های بارش ماه سپتامبر داشته است.

منابع

بلیانی، یدالله، وحید، خسروانی؛ سعدون، سلیمی؛ علی، بیات؛ فهیمه، شاکری؛ مجید، افسر (۲۰۱۵). **مدلسازی روابط مکانی-فضایی بارش سالانه استان خوزستان (رهیافتی از تکنیک های آمار تحلیل فضایی)**. کنفرانس بین المللی تو سعه پایدار، استراتژی ها و چالش ها با تمرکز روی کشاورزی، منابع طبیعی ، محیط و توریسم، تبریز، ایران.

جهانی، سمانه؛ معصومه دلبری (۱۳۸۸).**ارزیابی و برآورد بیش ترین بارش ۲۴ ساعته در استان گلستان**. مجله مهندسی آب. ۲، ۱۳-۲۲.

رضیئی، طیب، قاسم، عزیزی (۱۳۸۷). **بررسی توزیع مکانی بارندگی فصلی و سالانه در غرب ایران**. پژوهش های جغرافیای طبیعی، ۶۵، ۱۰۸-۹۳.

عساکره، حسین (۱۳۸۶). **تغییرات زمانی –مکانی بارش ایران زمین طی دهه های اخیر**. جغرافیاوتوسعه، ۱۰، ۱۶۴-۱۴۵.

عساکره، حسین (۱۳۸۴). **مدلسازی تغییرات مکانی عناصر اقلیمی مطالعه موردی بارش سالانه استان اصفهان**. تحقیقات جغرافیایی، ۷۴، ۲۳۱-۲۱۳.

شادمان، حسن (۱۳۹۱). **تحلیل همدید موجهای گرمایی فراگیر ایران زمین**. حسین عساکره، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه زنجان، دانشگده علوم انسانی، ص ۴۰۰.

صادقی نیا، علیرضا؛ بهلول، علیجانی؛ پرویز، ضیائیان؛ شهریار، خالدی (۱۳۹۲). **کاربرد تکنیک های خودهمبستگی فضایی در تحلیل جزیره حرارتی شهر تهران**. نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی،۳۰(۱۳)، ۹۰-۶۷.

18 - Sharma
19 - Brown
20-Usman

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

عساکره، حسین، زهره، سیفی پور (۱۳۹۱).**مدلسازی مکانی بارش سالانه ایران**. جغرافیا و توسعه، ۲۹، صص ۳۰-۱۵.

عرفانیان، مهدی؛ مریم، حسین خواه، احمد، علیجان پور (۱۳۹۲). **مقدمه ای بر روش های رگرسیونی چند متغیره OLS و GWR در مدلسازی مکانی اثرات کاربری اراضی بر کیفیت آب**. نشریه آبخیزداری، (۱)۱، ۳۳-۳۹.

علیجانی، بهلول؛ مهدی، دوست کامیان؛ سعیده، اشرفی؛ فهیمه ، شاکری (۱۳۹۴). **بررسی تغییرات الگوهای خودهمبستگی فضایی درون دهه ای بارش ایران طی نیم قرن اخیر**. جغرافیا و آمایش شهری-منطقه ای، ۱۴، ۷۱-۸۸.

عساکره، حسین (۱۳۹۰) . **مبانی اقلیم شناسی آماری**. انتشارات دانشگاه زنجان، ص ۵۴۵.

علیجانی، بهلول (۱۳۷۴). **آب و هوای ایران**. انتشارات پیام نور،تهران، ص ۲۱۷.

غیور ، حسنعلی ؛ ابوالفضل، مسعودیان (۱۳۷۵). **بررسی مکانی رابطه بارندگی با ارتفاع در ایران زمین**. فصل نامه تحقیقات جغرافیایی، ۴۱، ۱۴۳-۱۲۴.

کرلینجرفرد، پدهازر، الازار، ترجمه حسن سرایی (۱۳۸۴). **رگرسیون چند متغیری در پژوهش رفتاری**. انتشارات سمت، ص ۵۱۵.

نوری، هدایت الله (۱۳۷۹). **تحلیل فضایی در جغرافیای کشاورزی**. پژوهش های جغرافیایی، ۳۹، ۱-۱۰.

Brown .S, Vincent L. Versace, Laurie Laurenson, Daniel Ierodiaconou, Jonathon Fawcett, Scott Salzman (2012**)" Assessment of Spatiotemporal Varying Relationships Between Rainfall, Land Cover and Surface Water Area Using Geographically Weighted Regression**" Environ Model Assess, 17:241–254.

Dai.Xiaoyan. ZhongyangGuo .Liquan Zhang. Dan Li (2010)" **Spatio-temporal exploratory analysis of urban surface temperature field in Shanghai, China**" Stoch Environ Res Risk Assess. 24:247–257.

Erdo˘gan. Saffet (2010)"**Modelling the spatial distribution of DEM error with geographically weighted regression: An experimental study**" Computers & Geosciences 36, 34–43.

Gao. Xiaolu, Yasushi Asami, Chang-Jo F. Chung (2006)"**An empirical evaluation of spatial regression models**" Computers & Geosciences 32, 1040–1051.

Jay lee,david w. S. Wong(2001**)"statistical analysiswith arcviewgis**" john wiley& sons, inc. 205p.

Keser .Saniye.SebnemDuzgun, AysegulAksoy (2012)" **Application of spatial and non-spatial data analysis in determination of the factors that impact municipal solid waste generation rates in Turkey**" Waste Management 32, 359–371.

Lu. Binbin, Paul Harris, Martin Charlton, Chris Brunsdon(2015)"**Calibrating a Geographically Weighted Regression Model with Parameter-Specific Distance Metrics**" Procedia Environmental Sciences 26 ,109 – 114.

Lv. Aifeng, Lei Zhou (2016)"**A Rainfall Model Based on a GeographicallyWeighted Regression Algorithm for Rainfall Estimations over the Arid Qaidam Basin in China**" Remote Sens. 8, 311; doi:10.3390/rs8040311.

Propastin. Pavel, Martin Kappas and Stefan Erasmi (2008)"**Application of Geographically Weighted Regression to Investigate the Impact of Scale on**

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]

Prediction Uncertainty by Modelling Relationship between Vegetation and Climate" *International Journal of Spatial Data Infrastructures Research,Vol. 3, 73-94.*

Shi. Haiyun, Tiejian Li, Jiahua Wei, Wang Fu, Guangqian Wang (2016)"**Spatial and temporal characteristics of precipitation over theThree-River Headwaters region during 1961–2014**" Journal of Hydrology: Regional Studies 6. 52–65.

Sharma. V, A. Irmak, I. Kabenge, S. Irmak (2011)" **Application of GIs and Geographically Weighted Regression to Evaluate the Spatial Non Stationarity Relationships between Precipitation vs. Irrigated and rainfed Maize And Soybean Yields**" American Society of Agricultural and Biological Engineers, Vol. 54(3): 953-972.

Usman, Aliyu M. L, Aminu M. K (2015)" **Study of the Geographically Weighted Regression Application on Climate Data**" Mathematical Theory and Modeling" Vol.5, No.8, 2015.

Wang. Quan Wang. Jian Ni .John Tenhunen (2005)" **Application of a geographically-weighted regression analysis to estimate net primary production of Chinese forest ecosystems**" *Global Ecology and Biogeography, (Global Ecol. Biogeogr.) 14.* 379–393.

Xu. Shiguang, ChaoyangWu, Li Wang, AlemuGonsamo, Yan Shen, ZhengNiu (2015)"**A new satellite-based monthly precipitation downscaling algorithmwith non-stationary relationship between precipitation and land surface characteristics**" Remote Sensing of Environment 162, 119–140.

Zhao Na, Yonghui Yang, Xinyao Zhou(2010)" **Application of geographically weighted regression in estimating the effect of climate and site conditions on vegetation distribution in Haihe Catchment, China**" Plant Ecol, 209:349–359.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-11-08]
[DOR: 20.1001.1.22287736.1397.18.50.4.9]
[DOI: 10.29252/jgs.18.50.155]