

بررسی الگوی‌های توزیع فضایی دما، بارش و رطوبت با استفاده از تحلیل اکتشافی زمین‌آمار (بررسی موردی: نواحی مرکزی ایران)

حمید نظری پور^{۱*}، مهدی دوستکامیان^۲ و سارا علیزاده^۳

^۱استادیار آب و هواشناسی، گروه محیط زیست، پژوهشکده علوم محیطی، پژوهشگاه علوم و تکنولوژی پیشرفته و علوم محیطی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی صنعتی و فناوری پیشرفته کرمان، ایران

^۲دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، گروه جغرافیا، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، ایران

^۳دانشجوی کارشناسی ارشد آب و هواشناسی، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

(دریافت: ۹۲/۱۲/۱۲، پذیرش نهایی: ۹۳/۱۱/۲۸)

چکیده

تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی روشی برای بررسی الگوهای فضایی تصادفی و غیرتصادفی توزیع متغیرهای فضایی است و خودهمبستگی فضایی از کاربردی‌ترین و مهم‌ترین ابزارهای تحلیلی برای پژوهش در مورد داده‌های فضایی است. هدف از این پژوهش، تبیین فضایی الگوهای دما، بارش و رطوبت نواحی مرکزی ایران با استفاده از خودهمبستگی فضایی مدل‌های موران سراسری و موضعی است. برای این منظور از داده‌های ۷۲ ایستگاه هواشناسی (همدیدی و اقلیم‌شناسی) در دوره آماری ۱۳۵۰-۱۳۹۰ استفاده شده است. از روش‌های درون‌یابی کریجینگ معمولی، ساده و عام با مدل‌های دایره‌ای، گاوسی، کروی و نمایی برای درون‌یابی داده‌ها استفاده شده و با معیارهای خطا شامل ریشه دوم مربعات خطا و مقدار استاندارد شده آن، میانگین قدرمطلق خطا، میانگین انحرافات خطا و میانگین توان دوم خطا، به ارزیابی صحت و دقت آنها پرداخته شده است. نتایج صحت‌سنجی آشکار ساخت که روش درون‌یابی کریجینگ معمولی بامدل نیم‌پراش‌نگار گاوسی (دارای آستانه) به بهترین شکل الگوی توزیع فضایی بارش و روش کریجینگ عام بانیم‌پراش‌نگارنمایی (فاقد آستانه) الگوی توزیع فضایی دما و رطوبت را در نواحی مرکزی ایران تبیین می‌کنند. به‌منظور تبیین الگوهای فضایی حاکم بر دما، بارش و رطوبت از آمارهای سراسری و موضعی موران در حکم رویکردهای تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی استفاده شده است. نتایج حاصل از تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی دما، بارش و رطوبت در ایران مرکزی نشان داد که الگوی دما، بارش و رطوبت براساس موران سراسری الگوی خوشه بالا است. در این میان، رطوبت نسبت به سایر متغیرها خوشه بالاتری دارد. نتایج حاصل از موران موضعی نیز نشان داد که الگوهای 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.

واژه‌های کلیدی: تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی، خودهمبستگی فضایی، شاخص موران، شاخص موضعی خودهمبستگی فضایی، ناحیه ایران مرکزی

The spatial distribution patterns of temperature, precipitation, and humidity using geostatistical exploratory analysis (case study: Central Area of Iran)

Nazaripour, H.¹, Dostkamiyan, M.² and Alizadeh, S.³

¹Assistant Professor of Climatology, Department of Environment, Institute of Science and High Technology and Environmental Sciences, Graduate University of Advanced Technology, Kerman, Iran

²Ph.D. Student of Climatology, University of Zanjan, Iran

³M.Sc. Student of Climatology, University of Kharazmi, Tehran, Iran

(Received: 03 Mar 2014, Accepted: 17 Feb 2015)

Summary

Spatial Autocorrelation (SA) is the correlations of the observed data of an area in the form of spatial pattern. The criterion of SA phenomenon occurrence is when the distribution of one observed variable value follows a particular pattern systematically. The SA analysis is

most useful and an important tool for investigating the spatial database, This analysis not only itself gives useful information about the relationship between the inner side, but the results for the most complex statistical analysis are given. The aim of this study is to investigate the pattern of the spatial distribution of temperature, rainfall and humidity model of spatial autocorrelation using Moran's central local and global statistics.

The main aim of this study is to investigate the spatial distribution patterns of temperature, precipitation, and humidity using geostatistical exploratory analysis in the central area of Iran. For this purpose, data from 72 synoptic stations of Iranian Meteorological Organization for the period from 1972 to 2012 were collected, reviewed, and analyzed. Methods used include ordinary, Sample and General Kriging with Circular, Gaussian, Spherical, and Exponential variograms, which is done in Arc GIS 10.2. Then, the errors criteria measures to assess their accuracy and precision have been used.

Kriging is a moderately quick interpolator that can be exact or smoothed depending on the measurement error model. Kriging uses statistical models that allow a variety of map outputs including predictions, standard errors, and probabilities. Kriging assigns weights according to a (moderately) data-driven weighting function, rather than an arbitrary function, but it is still an interpolation algorithm and will give very similar results to those of others methods in many cases. All Kriging techniques are based on the simple linear models as:

$$z^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (1)$$

Where z^* is the estimator of the true value at any location, and λ_i are the weights allocated to each observation such that

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (2)$$

The technique minimizes estimation variables by solving a set of Kriging equations, which include covariance between the point or volume to be estimated and the sample points and covariance between each pair of sample points. In this investigation, we have used the Simple, Ordinary, and Universal Kriging for interpolation of temperature, precipitation, and humidity. Various results are obtained with the use of different interpolation methods on similar data. With the wide and increasing applications of the spatial interpolation methods, there is also a growing concern about their accuracy and precision. Several error measurements have been proposed. Commonly used error measurements include: mean error (ME) or mean bias error (MBE), mean absolute error (MAE), mean squared error (MSE) and root mean squared error (RMSE). If ME and MSE are closer to zero, and RMSE is smaller, the better is the model. ASE and RSME should be the same or close. If ASE > RSME, then the method overestimates the primary variable. If ASE < RSME, then the method underestimates the primary variable. RMSSE should be close to 1. If RMSSE > 1, the method underestimates the primary variable, and if RMSSE < 1, it overestimates the primary variable.

The use of SA method for determining the degree of connectivity of the inter spatial objects was done through two approaches, they were: (1) Global Indicator Spatial Association (GISA) and (2) Local Indicator Spatial Association (LISA). The Moran's method worked in comparing particular variable value in each area with the value in all observed areas. GISA is the analysis of spatial associated pattern on a broader scale to see the data distribution, whether clustering was formed or not, dispersed, random in one space. GISA is defined in the equation (3).

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

Notation n is the total observed case data, w_{ij} is the spatial weight matrix element, x_i is

observed value I and x_j is the value of neighbor observation j , and $\bar{x}$ is the average value x . GIS A value is interpreted by the use of Moran's I (I) ranging from -1 to $+1$. Index I that had value of -1 represents data spread or averaged objects (uniform), I that had value of 0 represented random spread and independent. I that had value of $+1$ represented data/objects that were alike to form clustering. LISA is the analysis for SA quantification in the smaller area, which produces higher statistically significance (hotspots), lower statistically significance (cold spots), and outlier. LISA is defined in the equation (4).

$$I = z_i x \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (4)$$

Where z_i and z_j are the amounts of I deviations. LISA was interpreted as follows, (1) if the variable in one observed location is the same with its neighbor and has high value, it will be called as HH (high-high) or hotspots, (2) if the variable in one observed location is the same with its neighbor and has low value, it will be called as LL (low-low) or cold spots, (3) if the variable in one observed location has high value while its neighbor has low value, it will be called as HL (high-low) or outlier, (4), if the variable in one observed location has low value while its neighbor has high value, it will be called as LH (low-high) or outlier.

Moran's global distribution pattern of the local and spatial analysis of precipitation in Iran suggests the fact that Iran has a very strong cluster pattern because the Moran index value was obtained near 1 (0.94). This indicates that local distribution of precipitation is non-uniform (spatial imbalance). Given the fact that Moran index only determines the cluster or random nature of precipitation distribution, hot and cold spots index was used to identify the locations of the clusters.

The results of this study showed that the pattern of trends in temperature, precipitation, and humidity are high clustered based on the global Moran index for moisture, which is higher than other elements of the cluster. Local Moran's results showed that the temperature, humidity, rainfall, and more central area follows a random pattern, however the pattern of temperature distribution is more scattered. Whereas the high value for the pattern of the rainfall and humidity levels are higher for high-elevated areas of Kerman and in part of the Zagros Mountains.

Keywords: Exploratory spatial data analysis (ESDA), Spatial autocorrelation (SA), Global indicator spatial association (GISA), Local indicator spatial association (LISA), Central area of Iran

۱ مقدمه

یا نوسان‌های در روند پارامترهای هواشناسی از جمله بارندگی و دما حاصل می‌شوند (شیراوند و همکاران، ۱۳۸۹). روند تغییر اقلیم یکی از مشخص‌ترین عواملی است که باعث ناهماهنگی مجموعه‌های اقلیمی می‌شود (رحیم‌زاده، ۱۳۹۰). شناخت روند تغییرات اقلیمی گذشته می‌تواند به پیش‌بینی نوسان‌های اقلیمی در آینده کمک شایانی کند. بررسی تعدادی از پارامترهای اقلیمی نظیر دما، رطوبت و بارندگی به علت ارتباط نزدیکی که با هم دارند نقش مهمی در آشکارسازی روند تغییر اقلیم ایفا می‌کنند. وجود روند در سری‌های زمانی ناشی از تغییرات تدریجی

عنصرهای اقلیمی به‌ویژه دما، بارش و رطوبت در طول زمان بر اثر ناهنجاری‌های اقلیمی و همچنین رفتارهای جوّی دچار نوسان می‌شوند. هر ساله به‌سبب نامنظم بودن این نوسان‌ها، کشاورزان، صنعت‌گران و سایر نهادهای وابسته خسارت‌های زیادی را متحمل می‌شوند. از این‌رو بررسی و شناخت این نوسان‌ها کمک زیادی به برنامه‌ریزی‌های کلان به‌خصوص مدیریت آب می‌کند. پارامترهای اقلیمی در طول زمان در مقیاس زمانی و مکانی در حال تغییر هستند (جلالی و همکاران، ۱۳۹۲). تغییرات اقلیمی یکی از ویژگی‌های طبیعی چرخه جوّی است که بر اثر ناهنجاری‌ها

طبیعی و تغییر اقلیم یا اثر فعالیت‌های انسانی است (بروک و کارتز، ۱۹۵۳).

در زمینه روند عنصرهای اقلیمی به‌خصوص دما، بارش و رطوبت تحقیقات زیادی به روش‌های متفاوت صورت گرفته است. یکی از روش‌های متداول در تحلیل سری‌های زمانی آب و هواشناسی، بررسی بودن یا نبودن روند در آنها با استفاده از آزمون‌های آماری است (حجام و همکاران، ۱۳۸۷). یکی از مهم‌ترین عوامل مورد استفاده در تحقیقات منابع طبیعی، میزان متوسط بارش منطقه‌ای است. روش‌های گوناگونی برای برآورد میزان بارش وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به روش‌های زمین‌آماري اشاره کرد. این روش‌ها به علت در نظر گرفتن همبستگی و ساختار مکانی داده‌ها اهمیت زیادی دارند تا جایی که می‌توان موقعیت مکانی نمونه‌ها را همراه با مقدار کمیت موردنظر، یک‌جا مورد تحلیل قرارداد (ذبیحی و همکاران، ۱۳۹۰). در روش‌های زمین‌آمار ابتدا به بررسی بودن یا نبودن ساختار مکانی پرداخته می‌شود، سپس تحلیل داده‌ها صورت می‌گیرد و با استفاده از این روش می‌توان از داده‌های یک کمیت در مختصات معلوم، مقدار همان کمیت در نقطه‌ای با مختصات معلوم دیگر را برآورد کرد (مظفری و همکاران، ۱۳۹۱). در تحقیقات جغرافیایی برداشت اطلاعات اغلب به‌صورت نقطه‌ای صورت می‌گیرد. معمولاً ضرورت دارد که اطلاعات حاصل از نمونه‌برداری نقطه‌ای به سطح تعمیم داده شود. برای مثال در تحقیقات هواشناسی با استفاده از داده‌های ایستگاه‌های موجود می‌توان داده‌های مناطق مجاور را بازسازی کرد و به کمک آن میزان بارش منطقه را برآورد کرد. به فرایند برآورد ارزش‌های کمی برای نقاط بدون داده به کمک نقاط مجاور و معلوم، درونیابی می‌گویند (عساکره، ۱۳۸۷). درونیابی را می‌توان به روش‌های جهانی، موضعی، دقیق و غیر دقیق، قطعی و یا احتمالی تقسیم کرد. روش‌های درونیابی از هر نوع که باشند به‌صورت معادله خطی یا غیرخطی باشند (ثقفیان و همکاران، ۱۳۹۰). از دیدگاه زمین‌آمار، هر نمونه تا فاصله

معینی با نمونه‌های اطراف خود در ارتباط است و در واقع بر طبق فرضیه‌های زمین‌آماري احتمال میزان تشابه بین مقادیر مربوط به نمونه‌های نزدیک‌تر بیشتر است. بنابراین به نظر می‌رسد که روش‌های زمین‌آماري، با در نظر گرفتن همبستگی و ساختار مکانی داده‌ها و قابلیت استفاده از روابط بین متغیرها دارای دقت برآورد بیشتری باشد. تحقیقات پیشین نیز نشان می‌دهد که روش‌های زمین‌آماري برای بررسی توزیع مکانی بارندگی و دما مورد استفاده قرار گرفته‌اند (مهدی زاده و همکاران، ۱۳۸۵).

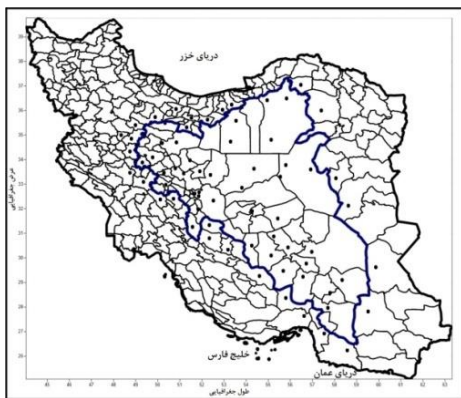
برای ارزیابی و مقایسه مدل‌ها و روش‌های متفاوت درونیابی از آماره‌های متعددی مانند روش اعتبارسنجی توالی، روش‌های خطای آریبی میانگین، خطای قدرمطلق میانگین، مجذور مربعات خطا و مقدار استاندارد شده آناستفاده شده است (فرجی سبکبار و همکاران، ۱۳۸۵؛ مهدوی و همکاران، ۱۳۸۳؛ عساکره، ۱۳۸۷؛ دالی و همکاران، ۲۰۰۸؛ آتور و همکاران، ۲۰۰۷؛ علیجانی و همکاران، ۲۰۰۸؛ گوارت، ۲۰۰۰).

همگام با استفاده از روش‌های جدید درونیابی، مقایسه میزان دقت برآورد آنها نیز ضرورت دارد. بررسی تطبیقی را تعدادی از محققان صورت پذیرفته است تا به ارزیابی میزان دقت روش‌ها بپردازند. فرجی سبکبار و عزیزی (۱۳۸۵) میزان دقت روش‌های گوناگون درونیابی فضایی داده‌های بارندگی را روی حوضه آبریز کشف‌رود بررسی و بهترین روش را برای ارزیابی این حوضه روش تین و کریجینگ معرفی کرده‌اند. ذبیحی و همکاران (۱۳۹۰) باهدف مشخص کردن توزیع مکانی بارش سالانه حوضه آبخیز قم با استفاده از روش‌های زمین‌آماري از مدل کریجینگ استفاده کرده و دریافته‌اند که تغییرات بارندگی سالانه، بیشتر از مدل گاوسی تبعیت می‌کند. صفرراد و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی به‌منظور تحلیل مکانی تغییرات بارش در زاگرس میانی به روش‌های زمین‌آمار به این نتیجه رسیده‌اند که نتایج حاصل از ارزیابی روش‌های کریجینگ ساده، معمولی و عام، حاکی از دقت زیاد روش

پایگاه‌های راقومی از آنها تهیه شود. از آنجا که پی بردن به روابط فضایی بین این متغیرهای مهم در ایران مرکزی می‌تواند مهم باشد، بنابراین، آشکارسازی الگوی‌های فضایی حاکم بر توزیع دما و خودهمبستگی فضایی هدف این بررسی است.

۲ داده‌ها و روش‌شناسی

در این بررسی، مقادیر سالانه متغیرهای بارش، دما و رطوبت در ۷۲ ایستگاه هواشناسی موجود در ایران مرکزی برداشت شده است. موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی و محدوده مورد بررسی در شکل ۱ نمایان است. برخی از مشخصه‌های آمار توصیفی داده‌های بارش، دما و رطوبت در محدوده مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است. در هر سه متغیر اقلیمی، مد با میانگین و میانه دارای اختلاف زیاد و بیانگر این واقعیت است که متغیرهای بارش، دما و رطوبت در نواحی مرکزی ایران توزیع ناهمگنی دارند. چولگی مثبت نیز بیانگر این واقعیت است. در میان این سه متغیر اقلیمی، بارش توزیع پراکندگی بیشتری دارد (ضریب تغییرات). پایگاه داده‌های ایستگاهی مجزا از متغیرهای پیش گفته در محیط نرم‌افزار ArcGIS 10.2 تهیه و مراحل تولید داده‌های شبکه‌بندی (Gridded Datasets) صورت گرفته است. به منظور آشکارسازی روابط فضایی متغیرها از خودهمبستگی فضایی سراسری و موضعی در محیط نرم‌افزار GeoDa 1.4.6 استفاده شده است.



شکل ۱. محدوده بررسی و موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی.

کریجینگ معمولی است. ثقفیان و همکاران (۱۳۹۰) به منظور بررسی تغییرات منطقه‌ای بارش سالانه با کاربرد روش‌های زمین‌آمار روی استان فارس به این نتیجه رسیدند که برازش شبه‌گاوسی کریجینگ و کوکریجینگ بهترین الگو برای درون‌یابی داده‌های بارش سالانه است. مظفری و همکاران (۱۳۹۱) در ارزیابی روش‌های زمین‌آمار و رگرسیون خطی در توزیع مکانی بارش روی استان بوشهر به این نتایج دست یافته‌اند که دو مدل نمایی از روش کریجینگ معمولی و تابع رگرسیونی چندجمله‌ای درجه چهارم، نتایج بهتری برای میان‌یابی بارش نسبت به دیگر روش‌ها به دست می‌دهند.

تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی به کمک تحلیل خودهمبستگی فضایی دارای کاربردهای گسترده‌ای است. از جمله موارد استفاده از این روش تحلیل داده‌های فضایی عبارت‌اند از: بررسی تغییرات فضایی و زمانی دمای سطحی با خودهمبستگی فضایی در تحلیل جزیره حرارتی شهر تهران (صادقی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۱)، نابرابری‌های فضایی سکونت‌گاه‌های روستایی ایران (فرجی‌سبکبار، ۱۳۹۱)، شناسایی الگوهای فضایی ازدواج در نواحی روستایی ایران (فرجی‌سبکبار و همکاران، ۱۳۹۳)، شناسایی کانون‌های جرم‌خیز (اک و همکاران، ۲۰۰۵)، بررسی شاخص‌های کیفیت زندگی شهری (حاتمی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۲).

بارش، دما و رطوبت از مهم‌ترین عناصر اقلیمی هستند که بیشتر پارامترهای اقلیمی به آنها وابسته است. آگاهی از نحوه توزیع فضایی این متغیرها و به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک می‌تواند در مسائل مربوط به آبخیزداری، منابع طبیعی مدیریت منابع آب و خشک‌سالی، به برنامه‌ریزان کمک شایانی کند. نبود ایستگاه‌های اقلیمی و ایستگاه‌های تازه تأسیس همواره به منزله نقطه ضعفی در شناسایی نحوه توزیع فضایی عناصر اقلیمی در ایران مطرح بوده است. هدف از این تحقیق آن است تا با روش‌های زمین‌آمار بهینه، درون‌یابی فضایی داده‌های بارش، دما و رطوبت در ایران مرکزی عملی شود و

جدول ۱. برخی از مشخصه‌های آمار توصیفی بارش، دما و رطوبت در محدوده مورد بررسی.

پارامتر	دما	بارش	رطوبت
میانگین	۱۸/۶۲	۱۳۱/۴	۳۵/۴
میانه	۱۸/۳	۱۱۲/۹	۳۴/۹
مد	۱۱/۰۲	۵۶/۵	۲۵/۴
واریانس	۸/۸	۴۰۱۷/۵	۲۳/۰۲
انحراف معیار	۲/۹	۸۳/۳	۴/۷
ضریب	۱۵/۹	۴۸/۲	۱۳/۵
دامنه تغییرات	۱۵/۸	۲۹۲/۵	۲۲/۳
چاولگی	/۶۰	۱/۵۳	/۲۷
کشیدگی	۳/۸	۴/۹	۲/۱۴
بیشینه	۲۶/۸	۳۹۴/۰۳	۴۷/۷
کمینه	۱۱/۰۲	۵۶/۵	۲۵/۴
Q1	۱۶/۸	۸۶/۳	۳۱/۳
Q2	۱۸/۳	۱۱۲/۹	۳۴/۹
Q3	۲۰/۱۸	۱۵۱/۳	۳۹/۳

۱-۲ روش‌های درونیابی

به فرایند برآورد ارزش‌های کمی برای نقاط فاقد داده به کمک نقاط مجاور و معلوم، درونیابی می‌گویند (چانگ، ۲۰۰۴). در برآورد ارزش مجهول یک نقطه، همه نقاط مجاور و معلوم به‌طور همسان مؤثر نیستند. بنابراین هریک از نقاط معلوم به تناسب تأثیر بر ارزش نقطه مجهول، دارای وزنی خواهد بود. رویه تعیین ارزش کمی برای نقاط دارای ارزش نامعلوم، به میانگن وزنی (موزون) موسوم است. روش تعیین وزن، موجب تکوین روش‌های گوناگونی در امر درونیابی شده است. این روش‌ها را می‌توان به گروه همگانی (منطقه‌ای) و موضعی تقسیم کرد. براساس دقت روش برآورد، روش‌های درونیابی به دو دسته روش‌های رسا و نارسا و براساس خطای برآورد به دو دسته روش قطعی و احتمالی تقسیم می‌شوند (کولینس و بولستاد، ۱۹۹۶). به‌طور کلی، روش‌های درونیابی از هر نوع، می‌توانند به‌صورت معادله‌ای خطی یا غیرخطی باشند. کریجینگ یا روش انتخابی این پژوهش برای درونیابی، ابزاری زمین‌آماري به‌منظور برآورد عیار یک قطعه در حکم

یک تابع خطی از نمونه‌های موجود در قطعه و حوالی آن است. چنین برآوردی، نأریب است و کمترین پراش را دارد. درونیابی کریجینگ با شرط احراز صلاحیت‌های اولیه و لازم، می‌تواند بهترین میانگین موزون از یک پهنه را به‌دست دهد. در این روش برای هریک از ایستگاه‌های درون و بیرون یک پهنه برحسب فاصله و موقعیت آن، وزن آماری مشخصی در نظر گرفته می‌شود؛ به گونه‌ای که پراش برآورد کمینه شود (عساکره، ۱۳۸۷). به‌طور ساده، کریجینگ روشی است که طی آن به ارزش هریک از مجموعه نمونه‌ها، وزن آماری‌ای نسبت داده می‌شود، به گونه‌ای که ترکیب خطی (میانگین وزن‌دار) آنها نأریب شود و در بین سایر برآوردگرهای خطی، پراش آن کمینه باشد. بنابراین، برآوردگر کریجینگ یک برآوردگر خطی به شکل رابطه (۱) است:

$$z^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (1)$$

که در آن، $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$ ارزش برآوردی یک قطعه یا یک نقطه و $z(x_i)$ ارزش نمونه x_i و λ_i وزن آماری است که به نمونه

حول و حوش میانگین متمرکز باشد. این شرط، شرط کم بودن پراش برآورد است. بنابراین، لازم است با معیارهای خطا (روش مرسوم) به ارزیابی دقت برآوردگرها پرداخته شود. برای این منظور از آماره‌های تشخیصی شامل ریشه دوم مربعات خطا (RMS) و مقدار استاندارد شده آن (SRMS)، میانگین قدرمطلق خطا (MAE)، میانگین انحرافات خطا (MBE) و متوسط مربعات خطا (ASE) استفاده شده است. (برای جزئیات بیشتر رجوع شود به حمیدیان‌پور و همکاران، ۱۳۹۲ و فرجی سبکبار و عزیزی، ۱۳۸۵).

۲-۲ خودهمبستگی فضایی سراسری (موران)

به منظور تشخیص نوع الگوی حاکم بر روند دما، بارش و رطوبت از روش خودهمبستگی فضایی سراسری (موران) استفاده شده است. این شاخص را موران (۱۹۴۸) توسعه داده است. نتیجه مثبت در شاخص موران بیانگر آن است که ویژگی‌های مشابه به همدیگر گرایش دارند و ارزش منفی نشان‌دهنده ناهمگنی خصوصیات و بالاخره ارزش صفر بیانگر ناپوستگی و تصادفی بودن است (برتو و همکاران، ۱۳۹۲). ابزار تحلیل خودهمبستگی فضایی سراسری، به بررسی خودهمبستگی فضایی براساس مکان دو مقدار خصیصه موردنظر عوارض جغرافیایی می‌پردازد. این ابزار نشان می‌دهد که الگوی پراکنش این عوارض با در نظر گرفتن مقادیر خصیصه مورد بررسی از الگوی خوشه‌ای و یا پراکنده برخوردار است. این تحلیل الگوی توزیع عوارض در فضا را با ملاحظه هم‌زمان موقعیت مکانی و خصیصه، مورد ارزیابی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از این تحلیل نشان می‌دهد که آیا عوارض به صورت تصادفی، پراکنده و یا خوشه‌ای در فضا توزیع شده‌اند. شاخص موران برای خودهمبستگی فضایی به صورت رابطه (۳) محاسبه می‌شود (عسگری، ۱۳۹۰).

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_i Z_j}{\sum_{i=1}^n Z_i^2} \quad (3)$$

x_i داده می‌شود. اکنون باید این برآورد، نأریب و دارای کمترین پراش باشد. برای اینکه برآورد Z^* نأریب باشد باید مجموع ضرایب آماری برابر واحد باشد. این شرط در واقع شرط لازم برای برآوردگر کریجینگ است. کمینه شدن پراش برآورد، باید کمینه تابع پراش برآورد (σ_E^2) را با شرطه‌دست آورد. این دو شرط به شکل رابطه (۲) بیان می‌شود:

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad \sigma_k^2 = F(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_n) \min \quad (2)$$

فرایند تعیین وزن‌های آماری در کریجینگ، معادل حل یک مسئله بهینه‌سازی محدود است (مدنی، ۱۳۷۳). روش درونیابی کریجینگ بسته به کیفیت همبستگی و نحوه تغییرات مکانی پدیده‌ها و برحسب ارزش‌های مورد جست‌وجو و همچنین ارتباط بین متغیر مورد بررسی و متغیرهای توضیحی دیگر به انواع گوناگونی تقسیم می‌شوند. کریجینگ ساده (Simple Kriging)، کریجینگ معمولی (Ordinary Kriging)، کریجینگ عام (Universal Kriging) و کریجینگ همبسته (Co-Kriging) از آن جمله‌اند. به طور کلی، کریجینگ از هر نوع که باشد براساس گام‌های زیر عملی می‌شود؛ محاسبه نیم‌پراش نگار، برازش مدل مناسب به نیم‌پراش نگار، کاربرد فرایند کریجینگ مناسب، ترسیم نقشه هم‌ارزش براساس شبکه برآورد شده و تعیین صحت برآورد. روش‌های مورد استفاده در این پژوهش عبارت‌اند از کریجینگ ساده، معمولی و عام (برای جزئیات بیشتر در این مورد رجوع شود بهسن، ۲۰۰۹؛ کارلو و ژاویر، ۲۰۱۰؛ رندو، ۱۹۸۷).

اگر روش‌های گوناگون درونیابی را بر داده‌های مشابه به کار بگیریم، نتایج متفاوتی به دست می‌آید. هر روش برآورد، خطای برآورد ویژه خود را دارد. این خطا، از این واقعیت منشا می‌گیرد که میزان واقعی آنچه که مورد برآورد است (Z)، با آنچه که از برآوردگر حاصل می‌شود (Z^*) تفاوت دارد. روش برآورد مناسب باید واجد شرایط زیر باشد: ۱- میانگین خطاها نزدیک صفر باشد. این شرط، همان شرط نأریب بودن برآورد است. ۲- توزیع خطاها در

در اینجا، z_i تفاضل بین مقادیر خصیصه عارضه i با میانگین آن است. $w_{i,j}$ بیانگر وزن فضایی بین عارضه i و j و n تعداد کل عوارض جغرافیایی موجود در لایه مورد استفاده بوده و S_0 جمع کل وزن‌های فضایی است که به صورت رابطه (۴) محاسبه می‌شود (علیچانی و همکاران، ۱۳۹۲).

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} \quad (۴)$$

امتیاز z_i استاندارد برای آماره موران نیز از رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$z_i = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad (۵)$$

که در اینجا،

$$V[I] = E[I^2] - E[I]^2 = -\frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j}}{n-1} \quad (۶)$$

۳-۲ شاخص موضعی پیوند فضایی

انسلین (۱۹۹۵) شاخص موضعی موران یا شاخص موضعی پیوند فضایی را پیشنهاد داد که می‌کوشد تا نقاط موضعی را تشخیص دهد و اینکه چگونه مکان‌های انفرادی در پیوندهای فضایی مؤثر هستند. اگر فرض کنیم تعدادی عارضه جغرافیایی وزن‌دهی شده داشته باشیم، این ابزار نشان می‌دهد که در کجاها مقادیر زیاد و یا کم این پدیده‌ها در فضا به طور خوشه‌ای توزیع شده‌اند و همچنین کدام عوارض دارای مقادیری بسیار متفاوت از عوارض پیرامونشان هستند. این شاخص برای منطقه i پیوند فضایی بین یک ارزش را در i و نزدیک به آن به روش رابطه (۷) تعریف می‌کند.

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S_x^2} \sum_j [w_{ij} (x_j - \bar{x})] \quad (۷)$$

در اینجا، S_x^2 واریانس معادله است و به روش رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

$$S_x^2 = \sum_j (x_j - \bar{x})^2 / n \quad (۸)$$

که در آن، مقدار مثبت از I_i بیانگر آن است که مناطق با ارزش زیاد با مناطق با ارزش زیاد (زیاد- زیاد) یا

(High- High) و مناطق با ارزش کم با مناطق با ارزش کم (کم- کم) یا (Low - Low) محصور شده‌اند. مقدار منفی از I_i نشانگر آن است که ارزش کم با ارزش زیاد (کم- زیاد) یا (Low - High) یا ارزش زیاد با ارزش کم (زیاد- کم) یا (High - Low) احاطه شده است.

۳ بحث نتایج

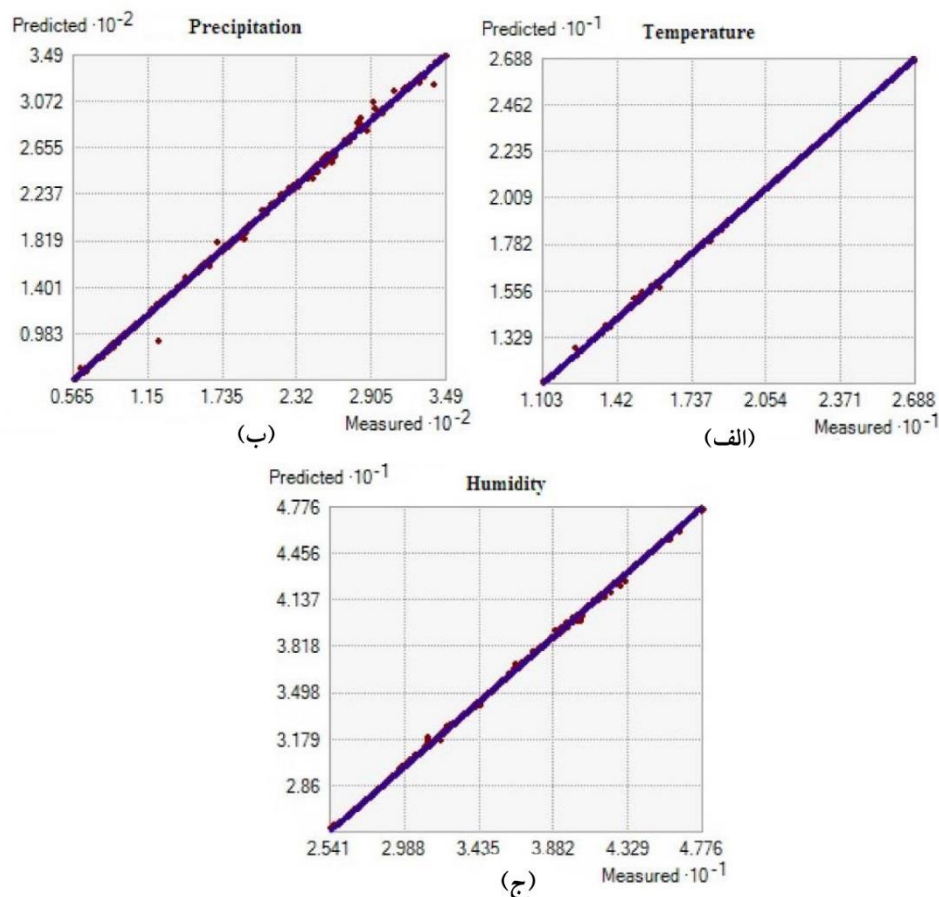
۱-۳ یافته‌های ارزیابی روش‌های درون‌یابی

نخستین گام منطقی در بررسی رابطه میان دو متغیر، ترسیم داده‌ها به صورت نقاطی در یک دستگاه مختصات متعامد است. نمودار حاصل از این دستگاه به نمودار پراکنش‌نگار معروف است. کشف رابطه بین متغیرها و چگونگی تأثیرپذیری آنها از یکدیگر یکی از اهداف این مدل است. به طوری که متغیر بودن این عوامل باعث تغییر عامل وابسته می‌شود. با اطلاع از رابطه بین متغیر وابسته و متغیر مستقل، می‌توان از این رابطه و مدل به منظور استنباط در مورد چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای مستقل و مقایسه عملکرد این متغیرها روی متغیر وابسته و همچنین پیش‌بینی متغیر وابسته با معلوم بودن مقادیر متغیرهای مستقل استفاده کرد. برای این منظور می‌توان خط برازش یافته رگرسیون را مورد استفاده قرار داد. همان‌طور که در شکل ۲ مشخص است نتایج رگرسیون برای هر سه پارامتر اقلیمی برازشی مناسب دارد و این بیانگر نتایج با خطای اندک روش‌های زمین‌آمار در درون‌یابی عنصرهای اقلیمی است. با وجود این، خط برازشی دما نسبت به دو عنصر دیگر، برازش مناسب‌تری دارد.

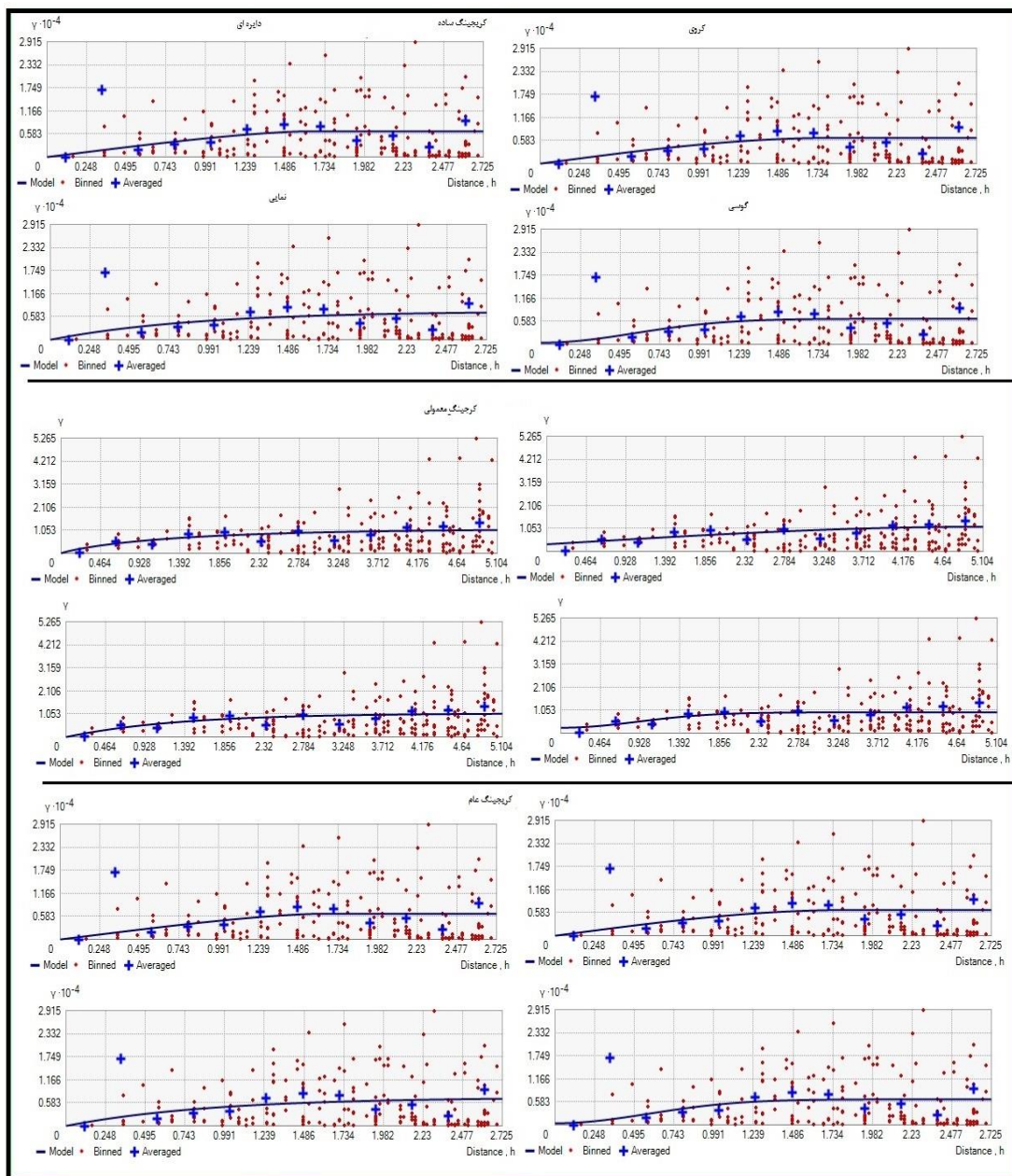
برای بررسی و برآورد درون‌یابی بارش، دما و رطوبت، مقادیر واریوگرام تجربی در حالت‌های متفاوت (روند، بدون روند و ایستا) ترسیم شده است (شکل‌های ۳، ۴ و ۵). سپس یک مدل مناسب با توجه به معیارهای ارزیابی خطا (اشاره شده در جدول‌های ۲ تا ۴) از بین مدل‌های ساختار فضایی دایره‌ای، کروی، نمایی و گاوسی انتخاب شده است. نتایج این بررسی در شکل‌های ۳، ۴ و ۵ آورده شده

میل می‌کند، دامنه یا شعاع تأثیر نامیده می‌شود. پس از محاسبه نیم‌تغییرنمای تجربی، یک مدل ریاضی به آن برازش داده می‌شود. مدل‌های اصلی و پایه‌ای نیم‌تغییرنما به دو نوع تقسیم می‌شوند: آنهایی که به یک حد ثابت میل می‌کنند و آنهایی که دارای چنین شرایطی نیستند. مدل‌های نیم‌تغییرنمای نوع اول، اغلب با عنوان «مدل‌های انتقالی» شناخته می‌شوند. برخی مدل‌های انتقالی به مقدار آستانه به صورت مماسی میل می‌کنند. در این مدل‌ها، دامنه معمولاً در فاصله ۹۵ درصد آستانه اختیار می‌شوند. مدل‌های نیم‌تغییرنمای نوع دوم به یک مقدار ثابت نمی‌رسند و با افزایش میزان h ، همچنان افزایش می‌یابند. این مدل‌ها در صورت وجود روند (Drift) یا ایستا بودن پدیدار می‌شوند. در این مرحله مفهوم پیوستگی، همگنی و ناهمگنی و بالاخره ساختار فضایی داده‌ها با واریوگرام بررسی می‌شود.

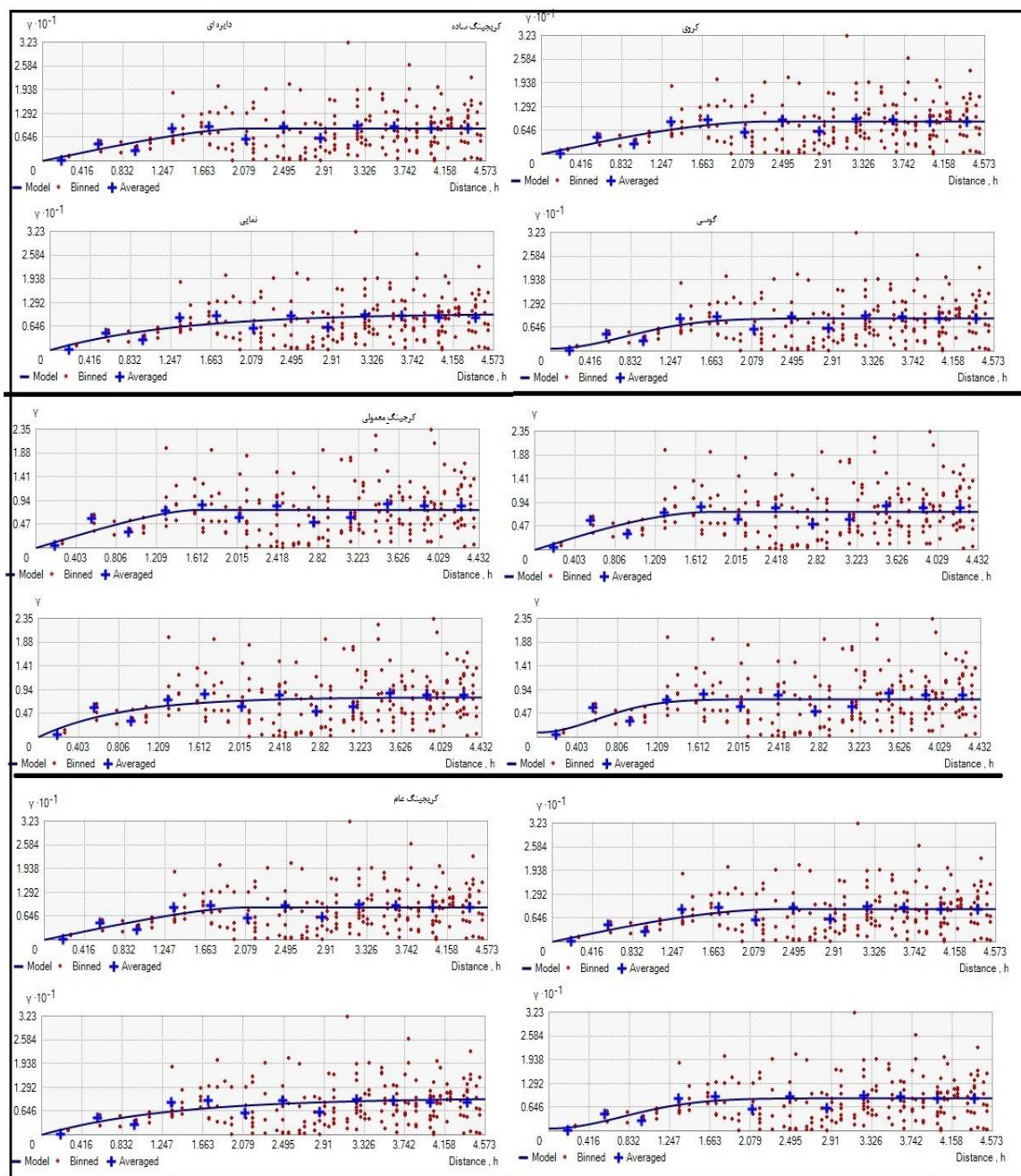
است. در این روش با رسم واریوگرام در جهت‌های گوناگون، جهت‌های کم و یا بدون روند را پیدا کرده و برآوردها به همان جهت‌ها محدود شده است. بدین گونه، از وارد شدن اثرات نامطلوب روند در برآورد تا حدودی جلوگیری می‌شود. به منظور یافتن جهت‌های بدون روند باید واریوگرام‌های جهتی رسم شود تا در نهایت بتوان این واریوگرام را به صورت یک رویه واریوگرام درآورد. بهترین جهت برای برآورد جهتی است که رویه واریوگرام شیب حداقل داشته باشد و به کمترین مقدار برسد. با وجود این هنگامی که فاصله بین جفت نقاط افزایش می‌یابد، مقدار نیم‌تغییرنما معمولاً افزایش می‌یابد تا جایی که با وجود افزایش در فاصله جداکننده بین زوج نقاط هیچ افزایشی در میانگین مجذور تفاضل بین مقادیر زوج نقاط ایجاد نمی‌شود و نیم‌تغییرنما به یک مقدار ثابت می‌رسد. فاصله‌ای که در آن نیم‌تغییرنما به این مقدار ثابت



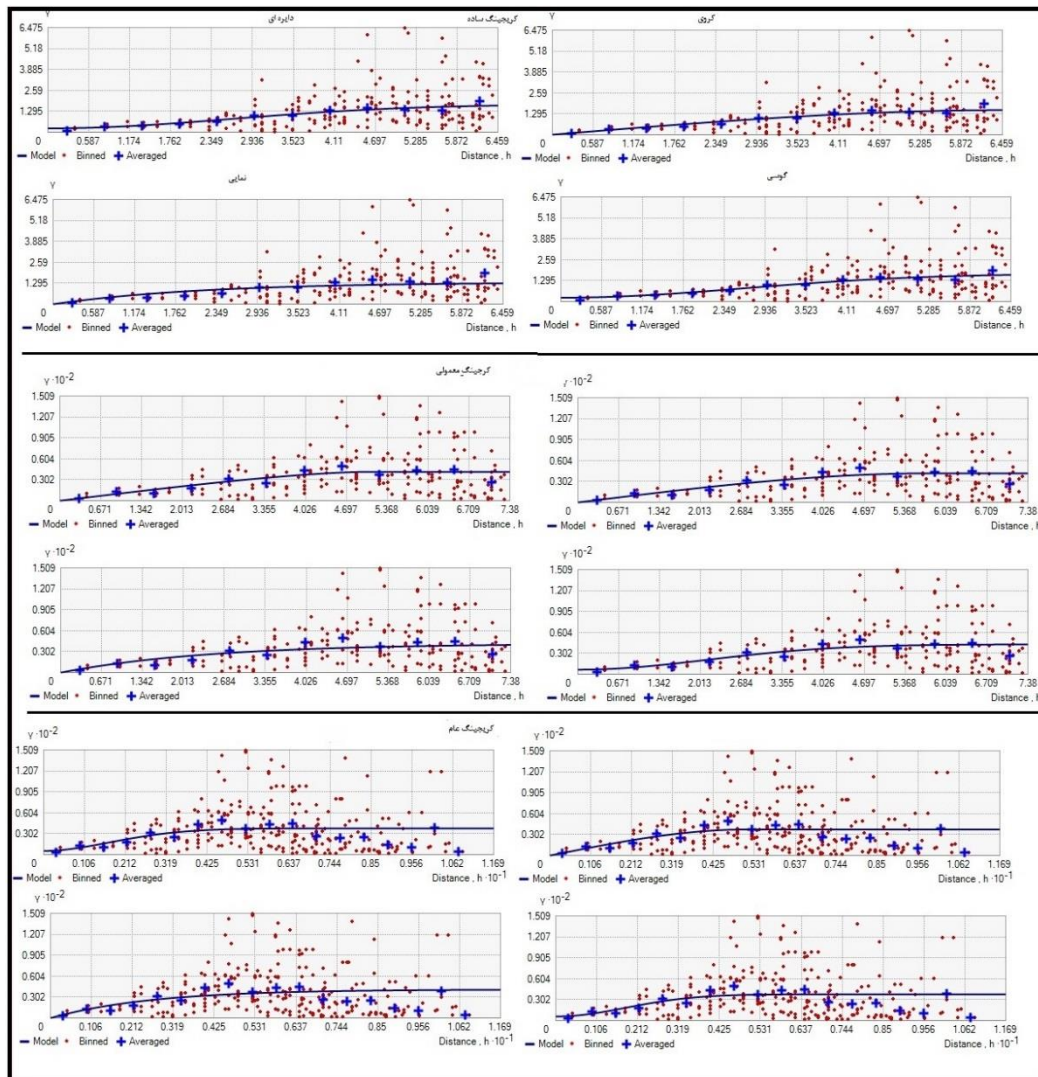
شکل ۲. برازش خط رگرسیون برای مقادیر واقعی و برآورده شده متغیرهای (الف) دما، (ب) بارش و (ج) رطوبت در محدوده مورد بررسی.



شکل ۳. نیم پراش نگار (دایره‌ای، کروی، نمایی و گاوسی) بارش در مدل‌های متفاوت کریجینگ.



شکل ۴. نیم پراش‌نگار (دایره‌ای، کروی، نمای و گاوسی) دما در مدل‌های متفاوت کریجینگ.



شکل ۵. نیم پراش نگار (دایره‌ای، کروی، نمایی و گاوسی) رطوبت در مدل‌های مختلف کریجینگ.

ساخت که روش درون‌یابی کریجینگ معمولی با مدل نیم‌پراش‌نگار گاوسی (دارای آستانه) به بهترین شکل الگوی توزیع فضایی بارش و روش کریجینگ عام با نیم‌پراش‌نگار نمایی (فاقد آستانه) الگوی توزیع فضایی دما و رطوبت را در نواحی مرکزی ایران تبیین می‌کنند. بنابراین، با استفاده از روش‌های فوق به درون‌یابی داده‌های ایستگاهی عنصرهای اقلیمی بارش، دما و رطوبت در ایران مرکزی پرداخته شده است. نتایج درون‌یابی داده‌ها، تهیه پایگاه داده‌های شبکه‌ای مجزا برای عنصرهای اقلیمی پیش گفته است.

نتایج کمی روش‌های متفاوت درون‌یابی برای متغیرهای بارش، دما و رطوبت به ترتیب در جدول‌های ۲ تا ۴ داده شده است. در بین انواع گوناگون برآوردگرهای کریجینگ از کریجینگ ساده، معمولی و عام که رایج‌تر هستند با نیم‌پراش‌نگارهای دایره‌ای، کروی، گاوسی و نمایی استفاده شده است. نتایج این برآزش‌ها با آماره‌های تشخیصی شامل ریشه دوم مربعات خطا (RMS) و مقدار استاندارد شده آن (SRMS)، میانگین قدرمطلق خطا (MAE)، میانگین انحرافات خطا (MBE) و متوسط مربعات خطا (ASE) ارزیابی شده است. نتایج صحت‌سنجی، آشکار

جدول ۲. نتایج ارزیابی روش‌های گوناگون برآوردگر کریجینگ با نیم‌پراش‌نگارهای متفاوت برای درون‌یابی بارش.

معادله خط رگرسیون	معیارهای ارزیابی خطا					نیم‌پراش‌نگار	برآوردگر کریجینگ
	RMS	SRMS	ASE	MBE	MAE		
$Y = 0.50 X + 68.51$	56.98	0.96	67.34	-1.073	42.98	دایره‌ای	کریجینگ ساده
$Y = 0.47X + 71.69$	58.10	0.95	68.33	-0.9.3	44.06	کروی	
$Y = 0.47X + 72.09$	55.77	0.83	70.84	-1.531	42.43	نمایی	
$Y = 0.42 X + 81.003$	67.28	1.25	67.94	0.166	49.89	گاوسی	
$Y = 0.47 X + 78.73$	56.05	0.83	63.46	2.622	46.26	دایره‌ای	کریجینگ معمولی
$Y = 0.46X + 79.82$	56.45	0.84	63.67	2.702	46.41	کروی	
$Y = 0.39 X + 92.97$	59.67	0.87	64.19	2.817	47.998	نمایی	
$Y = 0.48 X + 77.44$	55.33	0.84	63.22	2.605	46.23	گاوسی	
$Y = 0.50X + 68.51$	56.68	0.96	67.34	-10.74	42.98	دایره‌ای	کریجینگ عام
$Y = 0.47X + 71.69$	58.10	0.95	68.33	-0.903	44.6	کروی	
$Y = 0.47X + 72.10$	55.77	0.83	70.84	-1.531	42.43	نمایی	
$Y = 0.42 X + 81.003$	67.28	1.25	67.94	0.166	49.89	گاوسی	

جدول ۳. نتایج ارزیابی روش‌های گوناگون برآوردگر کریجینگ با نیم‌پراش‌نگارهای متفاوت برای درون‌یابی دما.

معادله خط رگرسیون	معیارهای ارزیابی خطا					نیم‌پراش‌نگار	برآوردگر کریجینگ
	RMS	RMSS	ASE	MBE	MAE		
$Y = 0.25 X + 17.91$	16.15	0.82	19.99	0.521	12.90	دایره‌ای	کریجینگ ساده
$Y = 0.24X + 17.93$	16.16	0.82	19.99	0.528	12.92	کروی	
$Y = 0.29 X + 15.89$	16.27	0.81	20.16	-0.029	12.98	نمایی	
$Y = 0.24 X + 17.96$	16.17	0.82	19.99	0.531	12.93	گاوسی	
$Y = 0.26 X + 16.23$	16.67	1.12	14.89	1.413	12.82	دایره‌ای	کریجینگ معمولی
$Y = 0.26X + 16.36$	16.78	1.13	14.85	1.466	12.89	کروی	
$Y = 0.22 X + 17.79$	16.70	1.01	16.72	1.696	13.27	نمایی	
$Y = 0.28 X + 16.35$	16.74	1.11	14.93	1.389	12.69	گاوسی	
$Y = 0.25X + 17.91$	16.15	0.82	19.99	0.522	12.90	دایره‌ای	کریجینگ عام
$Y = 0.24X + 17.93$	16.17	0.82	19.99	0.528	12.92	کروی	
$Y = 0.29X + 15.89$	16.27	0.81	20.16	-0.029	12.89	نمایی	
$Y = 0.44 X + 17.53$	16.17	0.82	19.99	0.532	12.93	گاوسی	

جدول ۴. نتایج ارزیابی روش‌های گوناگون برآوردگر کریجینگ با نیم‌پراش‌نگارهای متفاوت برای درون‌یابی رطوبت.

معادله خط رگرسیون	معیارهای ارزیابی خطا					نیم‌پراش‌نگار	برآوردگر کریجینگ
	RMS	RMSS	ASE	MBE	MAE		
$Y = 0.68X + 11.998$	3.50	1.13	3.06	0.257	2.70	دایره‌ای	کریجینگ ساده
$Y = 0.66X + 12.57$	3.49	1.11	3.10	0.257	2.68	کروی	
$Y = 0.61X + 14.19$	3.42	0.91	3.69	0.185	2.57	نمایی	
$Y = 0.63X + 13.50$	3.57	1.10	3.27	0.163	2.86	گاوسی	
$Y = 0.47X + 19.35$	3.61	0.84	4.28	-0.030	2.86	دایره‌ای	کریجینگ معمولی
$Y = 0.47X + 19.25$	3.01	0.83	4.28	0.035	2.86	کروی	
$Y = 0.46X + 19.65$	3.70	0.83	4.30	0.013	2.88	نمایی	
$Y = 0.48X + 18.76$	3.67	0.85	4.29	-0.039	2.95	گاوسی	
$Y = 0.68X + 11.998$	3.50	1.13	3.06	0.257	2.70	دایره‌ای	کریجینگ عام
$Y = 0.66X + 12.57$	3.49	1.11	3.10	0.257	2.68	کروی	
$Y = 0.61X + 14.19$	3.42	0.91	3.69	0.185	2.57	نمایی	
$Y = 0.63X + 13.50$	3.57	1.10	3.27	0.163	2.86	گاوسی	

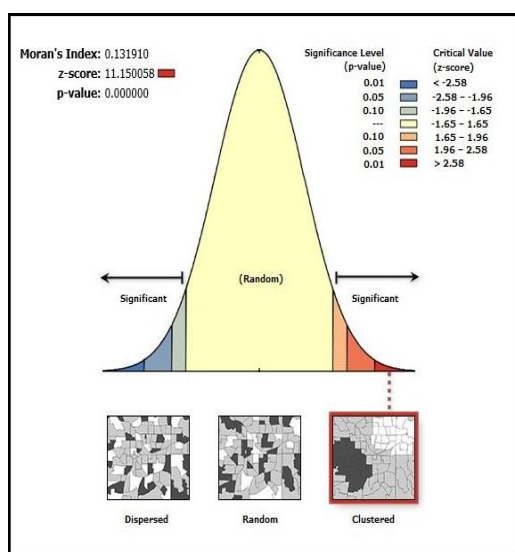
۲-۳ تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی

عوارض مورد بررسی دارای الگوی پراکنده هستند. همان‌گونه که در شکل ۶ آورده شده است، ارزش شاخص موران سراسری برای توزیع فضایی دما $0.13/$ و آماره Z موران سراسری $11/5$ و آماره p -value نیز صفر است. بنابراین، الگوی توزیع فضایی دما در ایران مرکزی الگوی خوشه بالا (سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد) است. از طرف دیگر، با توجه به بزرگ بودن مقدار Z و کم بودن مقدار ارزشی p -value می‌توان فرضیه نبود خودهمبستگی فضایی بین توزیع دما را تأیید نکرد. شاخص موران سراسری فقط نوع الگوی فضایی خودهمبستگی را مشخص می‌کند. توزیع فضایی نوع الگوی حاکم بر دما از راه شاخص خودهمبستگی موضعی امکان‌پذیر شده است. این شاخص، پراکندگی توزیع خوشه‌ای و تصادفی و پراکنده را در پهنه مورد بررسی برای متغیر دما نشان می‌دهد. علاوه بر آن، این تحلیل، الگوی توزیع عوارض در فضا را با ملاحظه هم‌زمان موقعیت مکانی و خصیصه، مورد ارزیابی قرار می‌دهد. اگر مقدار شاخص پیوند فضایی موضعی (I) مثبت باشد به معنای آن است که عارضه مورد نظر با عوارض مشابه خود محاصره شده است. بنابراین، عارضه مورد نظر بخشی از آن خوشه است. اگر مقدار شاخص پیوند

به‌منظور بررسی الگوی‌های فضایی توزیع بارش، دما و رطوبت در نواحی مرکزی ایران از روش‌های زمین‌آمار خودهمبستگی فضایی موسوم به موران سراسری و موران موضعی استفاده شده است. خروجی تحلیل خودهمبستگی فضایی به دو صورت عددی و گرافیکی است. به‌طور کلی اگر ارزش شاخص موران در مورد الگوی فضایی هر متغیر نزدیک به ۱ مثبت باشد آن متغیر دارای خودهمبستگی فضایی و دارای الگوی خوشه‌ای است. چنانچه ارزش شاخص موران نزدیک به ۱ منفی باشد، آن‌گاه داده‌ها از هم گسسته و پراکنده هستند. خروجی گرافیکی نیز نشان می‌دهد که آیا داده‌ها پراکنده و یا خوشه‌بندی‌اند. فرضیه صفر در مورد این ابزار این است که هیچ نوع خوشه‌بندی فضایی بین مقادیر خصیصه مرتبط با عوارض جغرافیایی موردنظر وجود ندارد. حال زمانی که مقدار p -value بسیار کوچک و مقدار Z محاسبه شده (قدر مطلق آن) بسیار بزرگ باشد (خارج از محدوده اطمینان قرار گیرد)، آن‌گاه می‌توان فرضیه صفر را تأیید نکرد. اگر مقدار شاخص موران بزرگ‌تر از صفر باشد، داده‌ها نوعی خوشه‌بندی فضایی را نشان می‌دهند. اگر مقدار شاخص کمتر از صفر باشد

بارش نسبت به دما اندکی متفاوت‌تر است؛ به‌طوری‌که تمرکز الگوها برخلاف دما پراکنده نیست. مقادیر بارش زیاد برای الگوی بارش که ۱۳/۷ درصد از مساحت را به خود اختصاص داده است (جدول ۴) بیشتر مربوط به بخش‌های از ارتفاعات استان کرمان، بخش‌های از زاگرس و همچنین نواحی شمالی استان سمنان است. مقادیر بارش کم که شامل ثقل نواحی مرکزی ایران است فقط ۲/۵ درصد را به خود اختصاص داده است (شکل ۹).

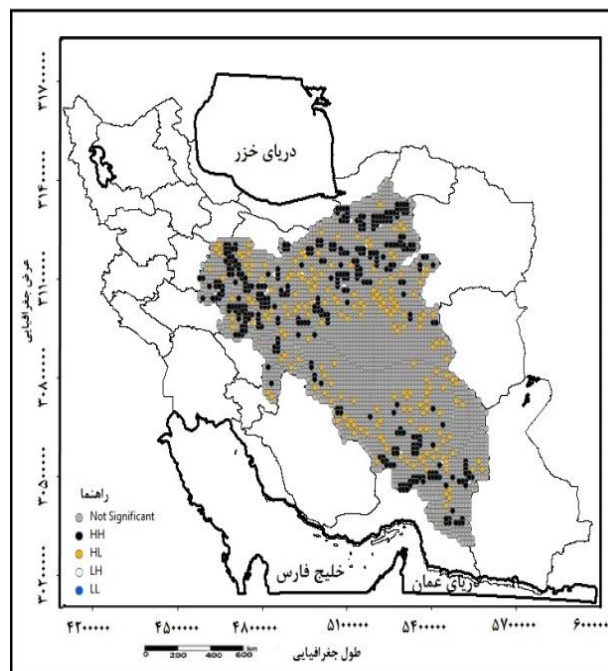
ارزش شاخص موران سراسری برای توزیع فضایی رطوبت در شکل ۱۰ آورده شده است. ارزش شاخص مزبور ۰/۹۸ و آماره Z موران سراسری ۸۳/۳۰ و آماره P-value نیز صفر است. بنابراین، الگوی توزیع فضایی بارش در ایران مرکزی الگوی خوشه بالا (سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد) است. از طرف دیگر، با توجه به بزرگ بودن مقدار Z و کوچک بودن مقدار ارزشی P-value می‌توان فرضیه نبود خودهمبستگی فضایی بین توزیع بارش را تأیید نکرد. الگوی حاکم بر توزیع رطوبت نسبت به دما و بارش از الگوی منظم‌تری پیروی می‌کند. با وجود اینکه بیشتر یاخته‌های نواحی مرکزی (۶۹/۸ درصد) از هیچ الگوی پیروی نمی‌کند اما ۱۷/۴ درصد از مساحت ایران مرکزی دارای الگوی (LL) حاکم بوده است.



شکل ۶. خروجی شاخص موران در مورد توزیع فضایی دما.

فضایی موضعی (I) منفی باشد به معنای آن است که عارضه موردنظر با عوارضی که اصلاً تشابهی با آن ندارند محاصره شده است. این نوع عارضه در حقیقت ناخوشه نامیده می‌شود. شاخص موران موضعی فقط در چارچوب امتیاز استاندارد محاسبه شده و P-Value قابل تفسیر و تحلیل است. لایه خروجی ایجاد شده با این ابزار دارای خوشه‌های مقادیر زیاد (HH)، خوشه‌های مقادیر کم (LL)، ناخوشه که در آن یک مقدار زیاد با مقادیر کم محاصره شده‌اند (HL) و تک‌دانه‌هایی که در آن عارضه دارای مقدار کم با عوارض دارای مقادیر زیاد (LH) محاصره شده‌اند و از نظر آماری معنادار (سطح ۵ درصد) هستند را از یکدیگر متمایز می‌سازند. نتایج شاخص موضعی پیوند فضایی برای دما در شکل ۷ آورده شده است. همان‌طور که مشخص است مناطق با ارزش زیاد (HH) به‌صورت پراکنده در سراسر نواحی مرکزی ایران به چشم می‌خورد که تمرکز پراکندگی این خوشه‌ها به نیمه بالایی نواحی مرکزی یعنی استان‌های اصفهان، سمنان، اراک و بخش‌هایی از استان قم محدود شده است. با وجود این مقادیر بارش زیاد ۹/۸۸ درصد از کل مساحت را به خود اختصاص داده است. مقادیر بارش زیاد در اکثر نواحی مرکزی با مقادیر بارش کم احاطه شده است؛ که این بیانگر ناهمسانی توزیع فضایی دما در این نواحی است. در مجموع می‌توان گفت که ۸۴/۳۷ درصد از مساحت نواحی مرکزی (جدول ۵) هیچ‌گونه الگویی حاکم نبوده است.

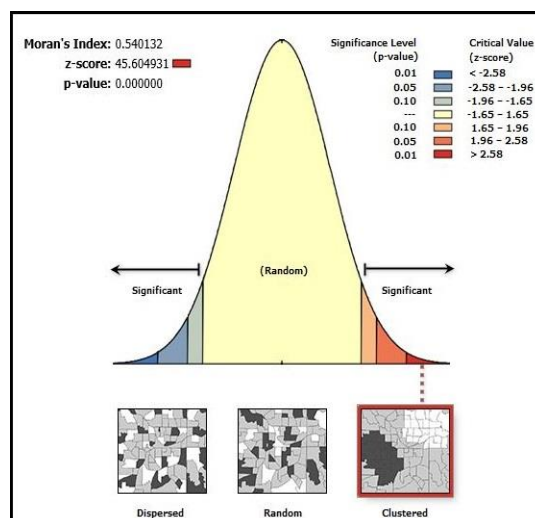
ارزش شاخص موران سراسری برای توزیع فضایی بارش در شکل ۸ آورده شده است. ارزش شاخص مزبور ۰/۵۴ و آماره Z موران سراسری نیز ۴۵/۶۰ و آماره P-value نیز صفر است. بنابراین، الگوی توزیع فضایی بارش در ایران مرکزی الگوی خوشه بالا (سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد) است. از طرف دیگر، با توجه به بزرگ بودن مقدار Z و کوچک بودن مقدار ارزشی P-value می‌توان فرضیه نبود خودهمبستگی فضایی بین توزیع بارش را تأیید نکرد. از منظر شاخص موضعی الگوی حاکم بر توزیع



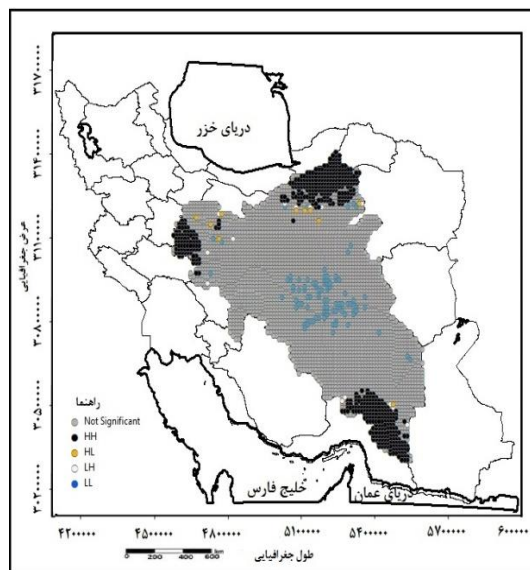
شکل ۷. خروجی شاخص موضعی موران در مورد توزیع فضایی دما.

جدول ۵. گستره‌های الگوهای حاصل از شاخص موضعی پیوند فضایی برای عنصرهای دما، بارش و رطوبت در ایران مرکزی.

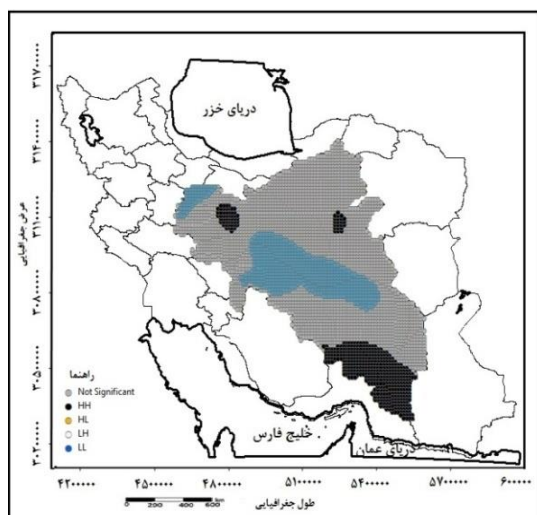
نوع الگو			درصد		
			دما	بارش	رطوبت
خوشه‌های مقادیر زیاد یا خودهمبستگی فضایی مثبت یا الگوی خوشه‌ای (HH)			۹/۸۸	۱۳/۷	۱۲/۶
خوشه‌های مقادیر کم یا خودهمبستگی فضایی منفی یا الگوی خوشه‌ای (LL)			—	۲/۵	۱۷/۴
ناخوشه‌ای که در آن مقدار زیاد توسط مقادیر کم محاصره شده‌اند (HL)			۵/۰۶۴	۰/۲۷	—
عارضه دارای مقدار کم با عوارض دارای مقادیر زیاد محاصره شده‌اند (LH)			۰/۶۸	۰/۳۸	—
معنی دار نبودن به لحاظ آماری (الگوی تصادفی)			۸۴/۳۷	۸۳/۶۳	۶۹/۸



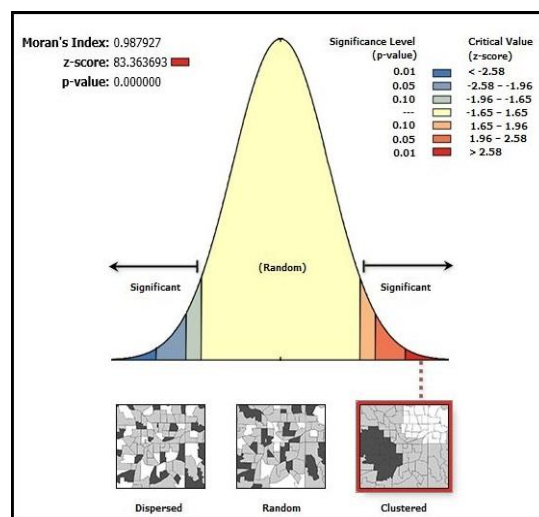
شکل ۸. خروجی شاخص موران در مورد توزیع فضایی بارش.



شکل ۹. خروجی شاخص موضعی موران در مورد توزیع فضایی بارش.



شکل ۱۱. خروجی شاخص موضعی موران در مورد توزیع فضایی بارش.



شکل ۱۰. خروجی شاخص موران در مورد توزیع فضایی بارش.

استفاده از تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی برای تبیین الگوی‌های توزیع فضایی عنصرهای دما، بارش و رطوبت در ایران مرکزی است. بنابراین با استفاده از آمارهای کلی (سراسری) و موضعی موران به منزله رویکردهای تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی، تحلیل خودهمبستگی فضایی الگوهای دما، بارش و رطوبت در ایران مرکزی صورت گرفته است. در واقع این روش‌ها نشان می‌دهند که آیا داده‌ها به صورت پراکنده، خوشه‌بندی شده‌اند و یا به طور تصادفی در فضا پخش شده‌اند. نتایج حاصل از تحلیل

۴ نتیجه‌گیری

مجموعه روش‌هایی که برای پی‌ریزی کردن نمایش تصویری داده‌های فضایی، مشاهده اندازه، وابستگی فضایی یا ناهمگونی فضایی به کار می‌رود، با عنوان تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی شناخته می‌شود. این تحلیل مجموعه‌ای از روش‌هایی است که توزیع‌های فضایی را توصیف می‌کند و نمایش می‌دهد و همچنین مکان‌ها، الگوهای فضایی پیوند فضایی و تجمع را که دارای صورت‌های متفاوت ناهمگونی فضایی هستند، بررسی می‌کند. هدف از این بررسی نیز

سراسری بیانگر وجود الگوی خوشه‌ای بر روند دما، بارش و رطوبت نواحی مرکزی است. در بین سه عنصر، الگوی رطوبت از نظم بهتری پیروی می‌کند. به علت شرایط توپوگرافی، الگوی حاکم بر روند دما و بارش کمی پیچیده‌تر است. نتایج حاصل از موران موضعی بیانگر این است که در روند دما مقادیر با ارزش زیاد به‌صورت پراکنده در سراسر نواحی مرکزی پراکنده شده است. این درحالی است که مقادیر با ارزش زیاد برای الگوی بارش و رطوبت، بیشتر مربوط به نواحی ارتفاعی کرمان و همچنین بخش‌هایی از ارتفاعات زاگرس است.

مراجع

اک، چینی، اس، کامرون، جی و ویلسون، آر، ترجمه؛ کانتری، م. و شکوهی، م.، ۱۳۹۰، تهیه نقشه برای تحلیل بزهکاری شناسایی کانون‌های جرم‌خیز، انتشارات آذرکلک.

برتاو، ع، حاجی‌نژاد، ع، عسگری، ع. و گلی، ع.، ۱۳۹۲، بررسی الگوهای سرقت مسکونی با به کارگیری رویکرد تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی مطالعه موردی: شهر زاهدان، پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی، سال دوم، ۶(۲)، ۱-۲۳.

ثقفیان، ب.، رزمخواه، ه. و قرمزچشمه، ب.، ۱۳۹۰، بررسی تغییرات منطقه‌ای بارش سالانه با کاربرد روش‌های زمین‌آمار (مطالعه موردی استان فارس)، م. مهندسی منابع آب، سال چهارم، ۲۹-۳۸.

جلالی، م.، عباسی، م شو سلیمانی، مختار، ۱۳۹۲، تحلیل سینوپتیکی یخبندان‌های زودرس پاییزه و تأثیر آن در توسعه صنعت گردشگری استان کرمانشاه ۲۰۰۹-۱۹۹۲، دومین همایش ملی گردشگری و طبیعت گردی ایران، همدان، ایران.

حاتمی‌نژاد، ح.، پوراحمد، ا.، منصوریان، ح. و رجایی، ع.، ۱۳۹۲، تحلیل مکانی شاخص‌های کیفیت زندگی در شهر تهران، پژوهش‌های جغرافیای انسانی، ۴، ۲۹-۵۶.

حجام، س.، خوشخو، ی. و شمس‌الدین‌وندی، ر.، ۱۳۸۷، تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش‌های ناپارامتری، پژوهش‌های جغرافیایی، ۶۴، ۱۵۷-۱۶۸.

حمیدیان‌پور، م.، سلیقه، م. و فلاح‌قاله‌ری، غ. ع.، ۱۳۹۲، کاربرد انواع روش‌های درون‌یابی به‌منظور پایش و تحلیل فضایی خشکسالی مورد: استان خراسان رضوی، جغرافیا و توسعه، ۳۰، ۵۷-۷۰.

ذبیحی، ع.، سلیمانی، ک.، شعبانی، م. و آبروش، ص.، ۱۳۹۰، بررسی توزیع مکانی بارش سالانه با استفاده از روش‌های زمین‌آمار (مطالعه ی موردی استان قم)، پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ۷۸، ۱۰۱-۱۱۲.

شیراوند، ه.، درگاهیان، ف.، لشنی‌ند، م. و سپهوند، ن.، ۱۳۸۹، بررسی روند دما و بارش ایستگاه‌های همدید استان لرستان طی دهه‌های آتی براساس مدل LARS-WG، اولین کنفرانس بین‌المللی مدل‌سازی گیاه، آب، خاک و هوا، کرمان، ایران.

صادقی‌نیا، ع.، علیجانی، ب.، ضاییان، پ. و خالدی، شهریار، ۱۳۹۱، کاربرد تکنیک‌های خودهمبستگی فضایی در تحلیل جزیره حرارتی شهر تهران، تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، ۳۰، ۶۷-۹۰.

صفرراد، ط.، فرجی سبکبار، ح.، عزیزی، ق. و عباسپور، ر. ح.، ۱۳۹۲، تحلیل مکانی تغییرات بارش در زاگرس میانی از طریق روش‌های زمین‌آمار (۱۹۴۵-۲۰۰۴)، جغرافیا و توسعه، ۳۱، ۱۴۹-۱۶۴.

عساکره، ح.، ۱۳۸۷، کاربرد روش کریجینگ در درون‌یابی بارش، مطالعه موردی درون‌یابی بارش ۱۳۷۶/۱۲/۲۶ در ایران زمین، جغرافیا و توسعه، ۱۲، ۲۵-۴۵.

عسگری، ع.، ۱۳۹۰، تحلیل آمار فضایی با ArcGIS، انتشارات سازمان فناوری اطلاعات و ارتباطات شهرداری تهران.

علیجانی، ب.، دوستکامیان، م.، بیات، ع.، یدالله، ب. و

- concentration in Iran, Theoretical and Applied Climatology, **94**, 107-124.
- Attorre, F., Alfo, M., Descants, M., Francesconi, F. and Bruno, F., 2007, Comparison of interpolation methods for mapping climatic and bioclimatic variables at regional scale, International Journal of Climatology, **27**(13), 1825-1845.
- Brooks, C. E. P. and Carrthers, N., 1953, Hand book of statistical methods in meteorology London, H.M.S.O. pp. 412.
- Carlo, G. and Xavier, G., 2010, Spatial statistics and modeling, Springer New York Dordrecht Heidelberg London, DOI 10.1007/978-0-387-92257-7.
- Chang, K. T., 2004, Intreoduction to geographic information system. 2nd edition, MCgROW Hill, NewYork.
- Collins, F. C. and Bolatad, 1996, A comparison of spatial interpolation techniques in temperature estimation. in: Processding of Third International Conference/ Workshop on IntergratingGis and Environmental Modeling, Santa Fe, New Mexico. Rendu, J. M., 1978, an introducaion to geostatistical methods of mineral evaluation, (ISBN: 9780620033138). Publisher: South African Institute of Mining and Metallurgy.
- Daly, C., Halbleib, M., Smith, J. I. Gibson, W. P., Doggett, M. K., Taylor, G. H., Curtis, J. and Pasterns, P. P., 2008, Physiographic ally sensitive mapping of climatological temperature and precipitation across the conterminous United States, International Journal of Climatology, DOI: 10.1002/joc.1688.
- Goovaerts, P., 2000, Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall, Journal of Hydrology, **228**, 113-129.
- Sen, Z., 2009, Spatial modeling principles in Earth sciences, Springer Dordrecht Heidelberg London New York, DOI 10.1007/978-1-4020-9672-3.
- جوانمرد، آ.، ۱۳۹۲، تحلیل فضایی بارش ایران، دومین کنفرانس بین‌المللی مخاطرات محیطی دانشگاه خوارزمی تهران ۷-۸ آبان ۱۳۹۲.
- فرجی سبکبار، ح.، ۱۳۹۱، تحلیل نابرابری‌های فضایی سکونتگاه‌های روستایی ایران، فصلنامه اقتصاد فضا و توسعه روستایی، ۱، ۸۳-۱۰۰.
- فرجی سبکبار، ح.، رضاعلی، م.، صادقی، م.، رضایی، م. و شفیع پور، م.، ۱۳۹۳، تحلیل اکتشافی داده‌های فضایی ازدواج در نواحی روستایی ایران، پژوهش‌های جغرافیای انسانی، آماده انتشار.
- فرجی سبکبار، ح. و عزیزی، ق.، ۱۳۸۵، ارزیابی میزان دقت روشهای درونیابی فضایی: مطالعه موردی الگوسازی بارندگی حوزه کارده مشهد، پژوهش‌های جغرافیایی، ۳۸(۶)، ۱-۱۵.
- مدنی، ح.، ۱۳۷۳، مبانی زمین‌آمار، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر.
- مظفری، غ.، میرموسوی، ح. و خسروی، ی.، ۱۳۹۱، ارزیابی روش‌های زمین‌آمار و رگرسیون خطی در تعیین توزیع مکانی بارش مطالعه موردی: استان بوشهر، جغرافیا و توسعه، ۲۷، ۶۳-۷۶.
- مهدی‌زاده، م.، مهدیان، م. ح. و حجام، س.، ۱۳۸۵، کارایی روش‌های زمین‌آمار در پهنه بندی اقلیمی حوضه ی آبریز دریاچه‌ی ارومیه، م. فیزیک زمین و فضا، ۳۲(۱)، ۱۰۳-۱۱۶.
- Alijani, B., Brien, J. O. and Yarnal, B., 2008, Spatial analysis of precipitation intensity and