

## مقایسه کارایی برخی روش‌های زمین‌آماري به منظور بررسی پراکنش مکانی عناصر ریزمغذی در

### اراضی کشاورزی، مطالعه موردی: استان همدان

مهدی نورزاده حداد<sup>1\*</sup>، محمدحسین مهدیان<sup>2</sup>، محمدجعفر ملکوتی<sup>3</sup>

تاریخ دریافت: 89/10/11 تاریخ پذیرش: 91/05/17

<sup>1</sup>- استادیار گروه کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

<sup>2</sup>- دانشیار مرکز تحقیقات حفاظت خاک، تهران، ایران

<sup>3</sup>- استاد گروه خاکشناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

\* مسئول مکاتبه Email: [M.Nourzade@gmail.com](mailto:M.Nourzade@gmail.com)

#### چکیده

میزان عناصر ریزمغذی در خاک‌های کشاورزی از مهمترین ویژگی‌های موثر در تولید محصولات زراعی می‌باشد. به منظور رسیدن به حداکثر تولید در کشاورزی، توجه ویژه به مدیریت این عناصر الزامی است. به منظور مدیریت بهتر این عناصر در سطح کلان نیاز به تهیه نقشه این عناصر در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. از مهمترین ابزارها به منظور تهیه این‌گونه نقشه‌ها، زمین‌آمار می‌باشد. در این تحقیق، کارایی چهار روش میانگین متحرک وزندار، اسپلاین، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ در درون‌یابی چهار عنصر آهن، روی، بور و کبالت بررسی شدند. پس از بررسی تغییرنا و اجرای این روش‌ها، نتایج بدست آمده نشان داد که برای درون‌یابی آهن، روی، بور و کبالت، مطلوب‌ترین روش، کوکریجینگ بود. همچنین نتایج درون‌یابی‌ها نشان داد که کمترین خطای درون‌یابی (MAE=0/353 و 0/661 و RMSE= مربوط به آهن بوده است. پهنه‌بندی این عناصر بر پایه کوکریجینگ در سطح استان همدان، نشان داد که در قسمت‌های شمالی این استان، کمبود عناصر ریزمغذی بسیار مشهود است. به منظور رفع این کمبود و نیل به کشاورزی پایدار در این مناطق، توصیه می‌گردد از کود کامل میکرو استفاده گردد.

واژه‌های کلیدی: پهنه‌بندی، تولید پایدار، درون‌یابی، روش‌های زمین‌آماري، عناصر ریزمغذی.

## Efficiency Comparison of Some Geostatistical Methods for Investigating Spatial Variability of Micro Nutrients in Agricultural Lands, Case Study: Hamadan Province

M Nourzadeh Haddad<sup>\*1</sup>, M h mahdian<sup>2</sup>, M j malakouti<sup>3</sup>

Received: 1 January 2011 Accepted: 7 August 2012

<sup>1</sup>- Assist.Prof., Dept. of Agric., Payame Noor Univ., Tehran, Iran.

<sup>2</sup>- Assoc. Prof., Soil Conservation and Watershed Management Research Institute, Tehran, Iran.

<sup>3</sup>- Prof., Dept. of Soil Sci., Faculty of Agric., Tarbiat Modares Univ., Iran.

\*Corresponding Author Email: [M.Nourzade@gmail.com](mailto:M.Nourzade@gmail.com).

### Abstract

Amount of micronutrition elements in agricultural soils is one of the most important properties in crops production. Most Better management of these elements in broad sense requires that their maps be produced in the study area. One of the most important tools for providing these kinds of maps is geostatistics. In the study, the efficiencies of four methods including weighted moving average, spline, ordinary kriging, and co-kriging in interpolating four elements of iron, zinc, boron, and cobalt were investigated. After investigating variograms and running these methods results showed that for interpolating iron, zinc, boron, and cobalt the co-kriging method was the best. Also results of interpolations revealed that iron had the lowest interpolation error (MAE= 0.353 and RMSE= 0.661). Then, based on the co-kriging method zoning maps of these elements were prepared for Hamadan province. Based on the created maps shortage of micro-nutrition elements was observed in Northern parts of the province. Therefore, in order to obviate this shortage and attain sustainable agriculture in this region, using micro complete fertilizers is offered.

**Keywords:** Geostatistical methods, Interpolation, Micronutrition elements, Sustainable production, Zoning

1386). عناصر ریزمغذی از مهمترین ویژگی‌های خاک در رابطه با تولید حداکثر محصول در اراضی کشاورزی به شمار می‌روند (ملکوتی و همکاران 1387). آزمون خاک<sup>1</sup> روش رایج برای بررسی خصوصیات خاک و توصیه‌های کودی است. برای مدیریت بهینه تغذیه گیاه و نیز اعمال توصیه‌های کودی، دانستن میزان عناصر ریزمغذی در اراضی زراعی ضروری

مقدمه

خصوصیات خاک از نقطه‌ای به نقطه دیگر دارای تغییرات مکانی هستند. این تغییرات ممکن است به شکل ذاتی (تفاوت در مواد مادری) و یا غیرذاتی (تفاوت در مدیریت منابع خاکی) روی دهد (محمدزمانی و همکاران 1386). دانستن خصوصیات خاک، بویژه خصوصیات مهم که از نظر تولیدات کشاورزی و مسائل اقتصادی مهم هستند، دارای اهمیت بسیار است (ایوبی و همکاران

<sup>1</sup>Soil testing

روش‌های زمین‌آماری برای درون‌یابی عناصر ریزمغذی مورد بررسی قرار گرفت تا براساس آن، پهنه‌بندی عناصر مورد نظر در اراضی کشاورزی استان همدان صورت گیرد.

### مواد و روش‌ها

اراضی مورد مطالعه یونجه‌زارهای استان همدان بوده‌اند و در موقعیت طول جغرافیائی 34° 47' تا 36° 49' شرقی و عرض جغرافیائی 33° 59' تا 35° 48' شمالی قرار دارند. تعداد 213 نمونه خاک سطحی (عمق 0-30 سانتی‌متر) تهیه و عناصر ریزمغذی مورد نظر در نمونه‌ها اندازه‌گیری شده است.

شکل 1 منطقه مورد مطالعه و پراکنش نقاط نمونه‌برداری شده را نمایش می‌دهد. با انتقال نمونه‌های خاک به آزمایشگاه، غلظت‌های روی، آهن، بور و کبالت در آنها اندازه‌گیری شدند. غلظت روی و آهن به روش DTPA (لینزی و نورول 1978)، غلظت بور به روش آب داغ (پیچ و کینی 1982) و غلظت کبالت با استفاده از EDTA 0/05 مولار در پ هاش 7 و از طریق ICP (ULTIMA 2c) اندازه‌گیری شدند. همچنین به منظور یافتن متغیر کمکی مناسب برای روش کوکریجینگ، پنج متغیر درصد کربن آلی، درصد رس، درصد کربنات کلسیم، pH و EC نیز در نمونه‌های خاک اندازه‌گیری شدند. درصد کربن آلی و درصد رس به ترتیب از روش‌های تیتراسیون و چگالی‌سنجی اندازه‌گیری شدند. درصد کربنات نیز از طریق اندازه‌گیری میزان CO<sub>2</sub> در واکنش با اسید هیدروکلریک محاسبه شد. هدایت الکتریکی (EC) با استفاده از دستگاه هدایت‌سنج در عصاره اشباع و pH با استفاده از دستگاه pH متر در گل اشباع خاک اندازه‌گیری شد.

### آنالیزهای آماری و زمین‌آماری

به منظور نرمال‌سازی داده‌های غیرنرمال از لگاریتم-گیری استفاده شد و برای حصول اطمینان از فرایند

است (روت و لنارتز 2008). اما اندازه‌گیری این ویژگی-ها در آزمایشگاه و آن هم برای یک سطح وسیع بسیار هزینه‌بر است. به این منظور تهیه نقشه‌های مربوط به این خصوصیات، گامی مهم در راستای نیل به کشاورزی دقیق می‌باشد (یاماگیشی و همکاران 2003). روش‌های مختلفی برای تهیه نقشه و پیش‌بینی توزیع مکانی خصوصیات خاک وجود دارد که بر اساس تحقیقات پیشین، روش‌های زمین‌آماری به دلیل در نظر گرفتن موقعیت و آرایش داده‌ها و همچنین همبستگی مکانی آنها، عملکرد بهتری دارند. در زمینه بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک تحقیقات زیادی انجام شده است که از جمله این تحقیقات می‌توان به گزارش-های حسینعلی‌زاده و همکاران (1385)، ایوبی و همکاران (1386)، محمد زمانی و همکاران (1386)، بوسن و زیمباک (2003)، تریانفیلیس و همکاران (2004)، زاویر (2006)، محمدی (2008)، یانگ و همکاران (2009) و نورزاده و همکاران (2010) اشاره نمود. پاناگوپولس و همکاران (2006) با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی<sup>1</sup> و با استفاده از 25 نمونه خاک، مجموع نیتروژن معدنی خاکی، فسفر، پتاسیم، اسیدیته و هدایت الکتریکی را در یک مزرعه آزمایشی به ابعاد 46×46 متر درون‌یابی نمودند. این درون‌یابی‌ها با سه روش کریجینگ معمولی، پلی‌گون تیسن و میانگین متحرک و زنده‌انجام شد. چن و همکاران (2009) با استفاده از دو روش کریجینگ و کوکریجینگ و با 100 نمونه خاکی غلظت عناصر مس، روی، کبالت، نیکل، منگنز، جیوه و کادمیوم را در اراضی کشاورزی شرق چین درون‌یابی و نقشه توزیع آنها را به دست آوردند.

با توجه به بررسی اجمالی که در تحقیقات گذشته انجام شد، می‌توان گفت بررسی تغییرات مکانی عناصر ریزمغذی و پهنه‌بندی این خصوصیات کمتر مدنظر بوده است. در نتیجه در این تحقیق کارایی برخی

<sup>1</sup> GIS



شکل 1- نمایش منطقه مورد مطالعه و پراکنش نقاط نمونه برداری شده.

روش میانگین متحرک وزندار روشی ساده برای تخمین نقاط است. در این روش، برای برآورد یک متغیر در یک نقطه مشخص، به داده‌های معلوم اطراف، وزن‌های مختلفی که متناسب با عکس فاصله آن‌ها تا نقطه مجهول است، اختصاص داده می‌شود.

رابطه زیر چگونگی برآورد متغیر در نقطه مجهول را نشان می‌دهد (رابینسون و مترنیخت 2006):

$$Z^*(X_0) = \frac{\sum_{i=1}^n z(x_i) d_{ij}^{-r}}{\sum_{i=1}^n d_{ij}^{-r}} \quad [2]$$

که در آن  $Z^*$  مقدار برآورد شده،  $Z_i$  مقدار متغیر مشاهده شده در اطراف نقطه مورد نظر،  $d_i$  فاصله بین نقطه مشاهده شده تا نقطه مورد تخمین،  $r$  توان معادله است که می‌تواند صحیح و یا غیر صحیح باشد و  $n$  تعداد نقاط مشاهده شده می‌باشد. در این روش، به نقاط نزدیک‌تر وزن بیشتری داده می‌شود. در واقع هر چه مقدار مشاهده شده به نقطه مجهول نزدیک‌تر باشد، نقش بیشتری در برآورد ایفا می‌کند.

اساس درون‌یابی با روش اسپلاین در واقع، در حداقل بودن مقدار انحنا است که تحت شرایط زیر به دست می‌آید (اسپاد 1995):

نرمال‌سازی از دو آزمون کولموگروف-اسمیرونوف و شاپیرو-ویلک استفاده شد. آماره‌های توصیفی و همبستگی خطی متغیرها با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه 16 محاسبه و تحلیل‌های زمین‌آماری با استفاده از نرم‌افزارهای  $GS^+$  نسخه 5 و ArcGIS نسخه 9/2 انجام شده‌اند. نیم‌تغییرنا اساسی‌ترین مبحث در زمین‌آمار است که برای توصیف ارتباط مکانی یک متغیر به کار می‌رود. نیم‌تغییرنا، کمیتی برداری است که درجه همبستگی مکانی و شباهت بین نقاط اندازه‌گیری شده را بر حسب مربع تفاضل مقدار دو نقطه و با توجه به جهت و فاصله آن نشان می‌دهد (حسینی پاک 1386):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i + h)]^2 \quad [1]$$

که در آن  $N(h)$  تعداد جفت نمونه‌های به کار رفته در محاسبه  $\gamma(h)$  (مقدار نیم‌واریانس) که در فاصله  $h$  از هم قرار دارند،  $Z(x_i)$  مقدار مشاهده شده متغیر مورد نظر،  $Z(x_i+h)$  مقدار مشاهده شده متغیر مورد نظر که به فاصله  $h$  از  $Z(x_i)$  قرار دارد. در یک شبکه منظم، فاصله مورد نظر برای محاسبه نیم‌تغییرنا، فاصله بین نمونه‌ها می‌باشد. چهار مدل تئوری شامل کروی<sup>1</sup>، نمائی<sup>2</sup>، دایره‌ای<sup>3</sup> و گوسی<sup>4</sup> برای برازش بر نیم-تغییرنمای تجربی بررسی شده‌اند. همچنین از روش‌های زمین‌آماری میانگین متحرک وزندار<sup>5</sup>، اسپلاین کششی<sup>6</sup>، کریجینگ معمولی<sup>7</sup> و کوکریجینگ<sup>8</sup> برای درون‌یابی استفاده گردید.

<sup>1</sup> Spherical

<sup>2</sup> Exponential

<sup>3</sup> Circular

<sup>4</sup> Gaussian

<sup>5</sup> Weighted moving average

<sup>6</sup> Tension spline

<sup>7</sup> Kriging

<sup>8</sup> Co-Kriging

$$Z^*(x_i) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \sum_{k=\alpha}^n \lambda_k Y(x_k) \quad [5]$$

که در آن مقدار تخمین زده شده برای نقطه  $x_i$ ،  $\lambda_i$  وزن مربوط به متغیر  $Z$ ،  $\lambda_k$  وزن مربوط به متغیر  $Y$ ،  $Z(x_i)$  مقدار مشاهده شده متغیر اصلی و  $Y(x_k)$  مقدار مشاهده شده برای متغیر کمکی می‌باشد. یکی از روش‌هایی که برای ارزیابی صحت روش‌های زمین‌آماری به کار می‌رود، ارزیابی جک نایف<sup>1</sup> است. این روش، یکی از داده‌ها حذف و از داده‌های باقی‌مانده برای برآورد مقدار داده‌های حذف شده استفاده می‌شود (محمدی 1385). بر اساس روش ارزیابی متقابل در این تحقیق از میانگین مطلق خطا ( $MAE^2$ )، معیار اریب خطا ( $MBE^3$ ) و ریشه میانگین مربعات خطا ( $RMSE^4$ ) استفاده شده است. روابط این شاخص‌ها به صورت زیر است:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |z^*(x_i) - z(x_i)| \quad [6]$$

$$MBE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z^*(x_i) - z(x_i)) \quad [7]$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ((z(x_i) - z'(x_i))^2)} \quad [8]$$

در این روابط  $Z^*(x_i)$  مقدار تخمین زده شده برای نقطه  $x_i$ ،  $Z(x_i)$  مقدار مشاهده شده برای نقطه  $x_i$  و  $N=n$  تعداد داده‌ها می‌باشد.

### نتایج و بحث

در جدول 1، برخی از مهمترین شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای موردنظر ارائه شده است. بیشترین ضریب تغییرات مربوط به عنصر روی و کمترین آن متعلق به آهن است. به نظر می‌رسد با توجه به بزرگ

1- سطح منحنی باید دقیقاً از درون نقاط مورد نظر بگذرد.

2- مجموع مربعات خطا برای تمامی نقاطی که منحنی از آن‌ها می‌گذرد، در حداقل است. برای این شرط لازم است که خطای درونیابی برای هر یک از این نقاط حداقل باشد. یعنی فاصله خط منحنی تا نقاط کمترین گردد.

در این تحقیق از روش کششی استفاده شده است که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R(r) = \frac{1}{2\pi\varphi^2} [Ln\left(\frac{r\varphi}{2}\right) + C + k_0(r\varphi)] \quad [3]$$

که در آن  $R(r)$  مقدار محاسبه شده هر نقطه،  $\varphi^2$  پارامتری که خط منحنی از آن می‌گذرد،  $r$  فاصله بین نقطه و نمونه،  $k_0$  تابع Bessel تغییر داده شده و  $C$  مقدار ثابت (0/577215) می‌باشد (رابینسون و مترنیخت 2006).

کریجینگ به عنوان تابعی خطی از مجموع مشاهدات واقع در همسایگی نقطه مورد تخمین، می‌باشد. کریجینگ یک تخمینگر خطی ناریب با کمترین واریانس به صورت زیر است:

$$Z^*(X_i) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \times z(x_i) \quad [4]$$

که در آن  $Z^*(X_i)$  مقدار تخمینی متغیر،  $\lambda_i$  وزن نمونه  $i$ ام،  $n$  تعداد مشاهدات و  $Z(x_i)$  مقدار مشاهده شده متغیر می‌باشد.

همان‌طوری که در آمار کلاسیک روش‌های چندمتغیره برای تخمین وجود دارد، در زمین‌آمار هم می‌توان از روش کوکریجینگ که بر اساس همبستگی بین داده‌ها عمل می‌کند، درونیابی را با دقت بیشتری انجام داد.

معادله کوکریجینگ به صورت زیر است (حسنی پاک 1386):

<sup>1</sup> Jack knifing

<sup>2</sup> Mean absolute error

<sup>3</sup> Mean bias error

<sup>4</sup> Root mean square error

داده‌ها، مشخص شد که متغیرها همسانگر بوده و می-توان در محاسبات بعدی از تغییرنمای همه‌جهته استفاده نمود. شکل 2 تغییرنمای همه‌جهته متغیرهای آهن، روی، بور و کبالت را نشان می‌دهد. علاوه بر این مشخصات مربوط به این تغییرنماها (مدل برازش شده، شعاع تاثیر، آستانه، اثر قطعه‌ای و نسب اثر قطعه‌ای به آستانه) در جدول (3) نشان داده شده است.

بودن کمیت چولگی و کشیدگی از انحراف استاندارد، متغیرها از توزیع نرمال برخوردار نباشند. به منظور نرمال‌سازی داده‌های غیرنرمال از تبدیل لگاریتمی و برای اطمینان از نرمال‌سازی دو آزمون کولموگروف-اسمیرونوف و شاپیرو-ویلک انجام و مشخص شد داده‌ها بعد از تبدیل دارای توزیع لاگ نرمال هستند (جدول 2). پس از تهیه تغییرنمای سطحی متغیرها (نشان داده نشدند) و به منظور بررسی همسانگری

جدول 1- برخی از شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده.

| متغیر                    | دامنه | کمینه | بیشینه | میانگین | ضریب تغییرات (%) | انحراف معیار | چولگی      |                | واریانس | کشیدگی     |                |
|--------------------------|-------|-------|--------|---------|------------------|--------------|------------|----------------|---------|------------|----------------|
|                          |       |       |        |         |                  |              | خطای آماره | خطای استاندارد |         | خطای آماره | خطای استاندارد |
| (mg Kg <sup>-1</sup> )Fe | 26/64 | 0/096 | 27/60  | 4/88    | 23/65            | 1/15         | 2/88       | 1/09           | 15/03   | 0/03       |                |
| (mg Kg <sup>-1</sup> )Zn | 8/56  | 0/012 | 8/68   | 1/11    | 118/64           | 1/40         | 2/63       | 1/98           | 7/71    | 0/03       |                |
| (mg Kg <sup>-1</sup> )B  | 7/60  | 0/010 | 7/70   | 1/16    | 109/48           | 1/27         | 2/80       | 1/62           | 9/62    | 0/03       |                |
| (mg Kg <sup>-1</sup> )Co | 7/00  | 0/00  | 7/00   | 1/33    | 85/07            | 1/11         | 1/79       | 1/24           | 4/28    | 0/03       |                |
| (dS m <sup>-1</sup> )EC  | 9/86  | 0/03  | 10/20  | 1/22    | 99/42            | 1/22         | 3/96       | 1/50           | 20/04   | 0/03       |                |
| pH                       | 1/8   | 6/50  | 8/3    | 7/58    | 30/34            | 0/02         | -0/4       | 0/0            | 2/46    | 0/03       |                |
| (%)O.C                   | 3/38  | 0/02  | 3/40   | 0/17    | 29/44            | 1/91         | 2/90       | 1/72           | 6/49    | 0/03       |                |
| (%)Clay                  | 42    | 6     | 48     | 27      | 19/30            | 1/83         | 1/76       | 1/69           | 3/45    | 0/03       |                |
| (%)CaCO <sub>3</sub>     | 44/54 | 1     | 45/54  | 29/50   | 28/16            | 1/44         | 3/01       | 1/98           | 3/61    | 0/03       |                |

جدول 2- سطوح معناداری آزمون نرمال‌سازی با روش‌های کولموگروف-اسمیرونوف و شاپیرو-ویلک

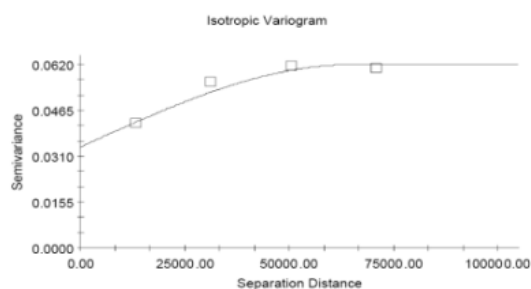
| آزمون ویژگی | کولموگروف-اسمیرونوف سطح معنی‌داری | شاپیرو-ویلک سطح معنی‌داری |
|-------------|-----------------------------------|---------------------------|
| Fe          | 0/20                              | 0/24                      |
| Zn          | 0/49                              | 0/55                      |
| B           | 0/20                              | 0/49                      |
| Co          | 0/10                              | 0/14                      |

مدل تغییرنمای مربوط به متغیرهای آهن، روی و بور، کروی و برای کبالت، مدل نمائی بوده است. همچنین از بررسی نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه می‌توان نتیجه گرفت که بهترین ساختار مکانی (وابستگی مکانی)

مربوط به بور و کمترین آن متعلق به کبالت بوده است. زیرا هرچه این نسبت کمتر باشد نشان از آن دارد که ساختار مکانی بهتری برای متغیر وجود دارد.

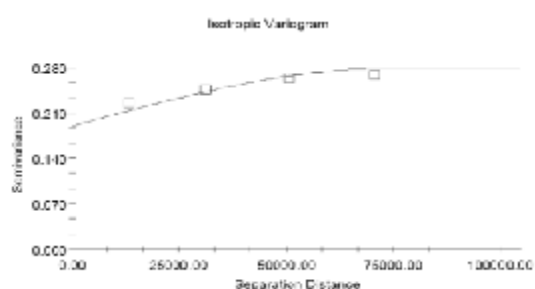
(کمبردلا و همکاران 1994). براین اساس ساختار مکانی متغیرهای موردنظر در این تحقیق شامل ساختار مکانی متوسط بوده‌اند.

با توجه به نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه می‌توان گفت، اگر این نسبت کمتر از 0/25 باشد، ساختار مکانی قوی، بین 0/25-0/75 ساختار مکانی متوسط و اگر بیش از 0/75 باشد، ساختار مکانی ضعیف تلقی می‌گردد.



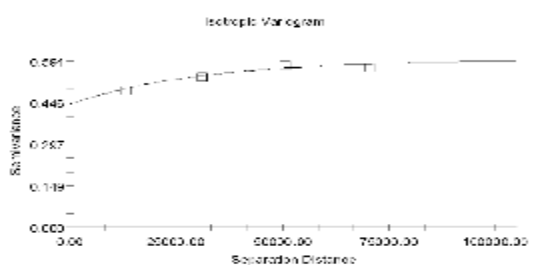
Spherical model (C<sub>0</sub> = 0.0340; C<sub>0</sub> + C = 0.0620; A<sub>0</sub> = 65000.00; r<sub>2</sub> = 0.949; RSS = 1.573E-05)

شکل 2 (ب)



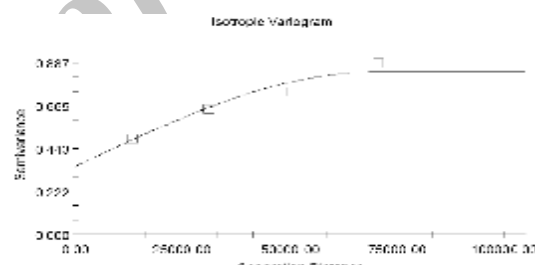
Spherical model (C<sub>0</sub> = 0.1900; C<sub>0</sub> + C = 0.2800; A<sub>0</sub> = 75000.00; r<sub>2</sub> = 0.994; RSS = 2.686E-04)

شکل 2 (الف)



Spherical model (C<sub>0</sub> = 0.4400; C<sub>0</sub> + C = 0.8000; A<sub>0</sub> = 20000.00; r<sub>2</sub> = 0.948; RSS = 3.005E-04)

شکل 2 (د)



Spherical model (C<sub>0</sub> = 0.6500; C<sub>0</sub> + C = 0.6400; A<sub>0</sub> = 70000.00; r<sub>2</sub> = 0.943; RSS = 1.060E-03)

شکل 2 (ج)

شکل 2- تغییرنمای همه‌جتهه برای متغیرهای آهن (الف)، روی (ب)، بور (ج) و کبالت (د).

جدول 3- ویژگی‌های مدل‌های تغییرنمای مربوط به متغیرهای استفاده شده.

| نسب اثر قطعه‌ای به آستانه <sup>1</sup> | RSS <sup>*</sup> | R <sup>2</sup> | $\frac{C}{C_0 + C}$ | اثر قطعه‌ای (C <sub>0</sub> ) | آستانه (C <sub>0</sub> +C) | شعاع تاثیر (Km) | مدل   | نوع ویژگی |
|--|------------------|----------------|---------------------|-------------------------------|----------------------------|-----------------|-------|-----------|
| 0/678                                  | 0/000            | 0/994          | 0/321               | 0/190                         | 0/280                      | 75              | کروی  | آهن       |
| 0/548                                  | 0/000            | 0/949          | 0/452               | 0/034                         | 0/062                      | 65              | کروی  | روی       |
| 0/416                                  | 0/0004           | 0/943          | 0/583               | 0/350                         | 0/840                      | 70              | کروی  | بور       |
| 0/733                                  | 0/0004           | 0/949          | 0/267               | 0/440                         | 0/600                      | 30              | نمایی | کبالت     |

<sup>1</sup> Nugget effect / sill

جدول 4- ضریب همبستگی خطی بین متغیرهای مطالعه شده

| متغیر             | pH        | EC(dSm <sup>-1</sup> ) | Fe(mg kg <sup>-1</sup> ) | Zn(mg kg <sup>-1</sup> ) | B(mg kg <sup>-1</sup> ) | Co(mg kg <sup>-1</sup> ) | O.C(%)    | Clay(%)  | CaCO <sub>3</sub> (%) |
|-------------------|-----------|------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-----------|----------|-----------------------|
| pH                | 1         |                        |                          |                          |                         |                          |           |          |                       |
| EC                | 0/103     | 1                      |                          |                          |                         |                          |           |          |                       |
| Fe                | -0/011    | -0/087                 | 1                        |                          |                         |                          |           |          |                       |
| Zn                | -0/20(**) | 0/006                  | 0/046                    | 1                        |                         |                          |           |          |                       |
| B                 | 0/410(**) | 0/696(**)              | -0/005                   | -0/094                   | 1                       |                          |           |          |                       |
| Co                | 0/242(**) | -0/101                 | 0/192(**)                | 0/181(**)                | -0/15(*)                | 1                        |           |          |                       |
| O.C               | -0/010    | -0/005                 | 0/312(**)                | -0/311                   | 0/145(*)                | 0/020                    | 1         |          |                       |
| Clay              | -0/002    | -0/029                 | 0/041                    | -0/058                   | 0/145(*)                | -0/070                   | 0/304(**) | 1        |                       |
| CaCO <sub>3</sub> | 0/124     | 0/104                  | -0/187(**)               | -0/019                   | 0/105                   | -0/556(**)               | 0/019     | 0/175(*) | 1                     |

\*\* همبستگی معنی دار در سطح 0/01 و \* همبستگی معنی دار در سطح 0/05.

\* RSS: Residual sums of square

جدول 5- مقایسه آماره‌های صحت برآورد روش‌های درون‌یابی.

| متغیر شاخص آماری | کریجینگ معمولی |        |       | کوکریجینگ |       |       | میانگین متحرک وزندار |        |       | اسپلین |        |       |
|------------------|----------------|--------|-------|-----------|-------|-------|----------------------|--------|-------|--------|--------|-------|
|                  | RMSE           | MBE    | MAE   | RMSE      | MBE   | MAE   | RMSE                 | MBE    | MAE   | RMSE   | MBE    | MAE   |
| Fe               | 0/719          | 0/00   | 0/418 | 0/661     | 0/006 | 0/353 | 1/326                | 0/004  | 0/413 | 0/969  | -0/127 | 0/553 |
| Zn               | 0/591          | -0/001 | 0/334 | 0/392     | 0/005 | 0/361 | 0/896                | -0/038 | 0/327 | 0/743  | 0/046  | 0/276 |
| B                | 0/921          | 0/001  | 0/557 | 0/587     | 0/003 | 0/361 | 1/418                | 0/020  | 0/571 | 1/024  | -0/071 | 0/583 |
| Co               | 0/938          | 0/001  | 0/552 | 0/742     | 0/002 | 0/528 | 1/371                | 0/021  | 0/559 | 1/039  | -0/109 | 0/913 |

هدایت الکتریکی و کربنات کلسیم به عنوان متغیرهای کمکی مناسب برای روی، بور و کبالت انتخاب شدند. پس از انجام درون‌یابی‌ها با استفاده از روش‌های موردنظر (میانگین متحرک وزندار، اسپلین کششی، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ)، آماره‌های ارزیابی صحت روش‌های درون‌یابی‌ها برای متغیرها تعیین گردیدند.

هر چه مقادیر MAE، MBE و RMSE به صفر نزدیکتر باشند، موید آن است که صحت درون‌یابی‌ها بیشتر بوده است. مقایسه روش‌های درون‌یابی بر اساس این شاخص‌ها در جدول 5 نشان داده شده‌اند. صحت روش کوکریجینگ برای درون‌یابی عناصر ریزمغذی (آهن، روی، بور و کبالت) در این مطالعه

وجود همبستگی مناسب بین متغیرها لازمه روش کوکریجینگ است، به عبارت دیگر این روش در شرایطی می‌تواند کارایی داشته باشد که بین متغیر مورد نظر و متغیر وابسته همبستگی معنی‌داری وجود داشته باشد. در این تحقیق چهار ویژگی آهن، بور، روی و آهن به عنوان متغیر مستقل و پنج متغیر (درصد کربن آلی، درصد رس، درصد کربنات کلسیم، pH و EC) به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شدند. نتایج محاسبه همبستگی خطی بین تمامی متغیرها به منظور تعیین بهترین متغیر کمکی در جدول 4 ارائه شده است. کربن آلی با آهن رابطه معنی‌داری (در سطح 0/01) داشته است، بنابراین درصد کربن آلی به عنوان متغیر کمکی مناسب برای آهن انتخاب شد. بر همین اساس pH،

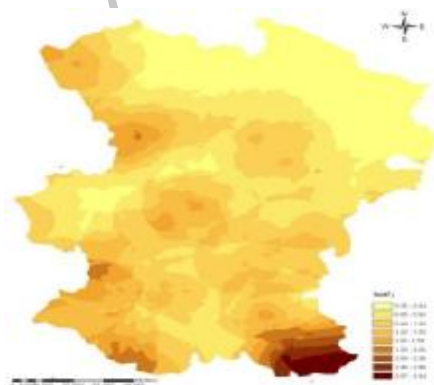


### نتیجه‌گیری کلی

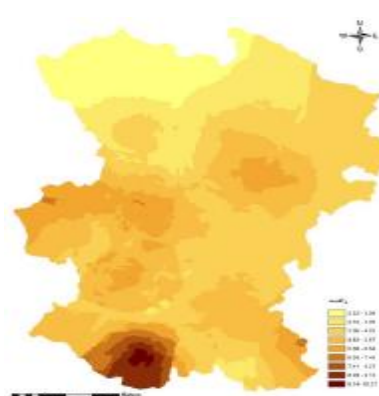
غلظت عناصر ریزمغذی اندازه‌گیری شده بر پایه ضریب تغییرات از غیریکنواختی بالایی برخوردار بوده و از توزیع نرمال نیز پیروی نمی‌کنند. به این علت انتخاب بهترین روش درونیابی برای پهنه‌بندی صحیح این عناصر بسیار مهم است. بر پایه شاخص‌های آماری صحت درونیابی روش کوکریجینگ مناسب‌ترین روش برای درونیابی عناصر ریزمغذی بوده است. وجود رابطه معنی‌دار مناسب بین متغیرهای اصلی و کمکی باعث برتری روش کوکریجینگ نسبت به سایر روش‌ها شد. با توجه به اینکه ریزمغذی‌های مورد مطالعه در این تحقیق از مهمترین ریزمغذی‌های موردنیاز گیاه می‌باشند و تاثیر بسزایی در کیفیت و کمیت تولیدات گیاهی دارند، شناسایی نواحی دچار کمبود و رفع کمبود این عناصر تاثیر زیادی روی کمیت و کیفیت محصول تولیدی خواهد داشت. به این منظور توصیه می‌شود اعمال کودهای میکرو و یا استفاده از کود کامل میکرو در این بخش‌ها مدنظر قرار گیرد.

بیشتر از سه روش دیگر (میانگین متحرک وزندار، اسپالین کششی و کریجینگ معمولی) بوده است. زیرا شاخص‌های صحت برای روش کوکریجینگ مقادیر کمتری داشته‌اند. این نتایج با بخشی از نتایج تحقیق نورزاده و همکاران (2012) همخوانی دارد به نحوی که در تحقیق مذکور نیز کوکریجینگ بهترین درونیابی را برای آهن، روی، بور و کبالت داشته است.

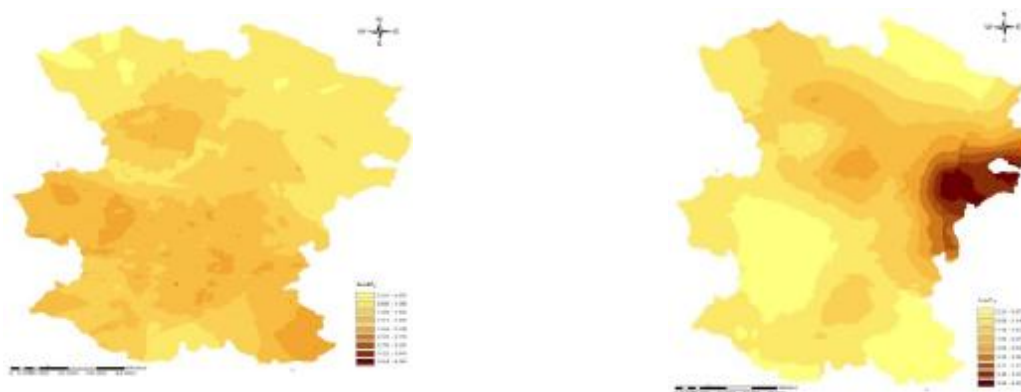
همچنین روند تغییرات شاخص‌های ارزیابی صحت (MAE و RMSE) برای همه متغیرها حالت یکسانی داشته است. به عبارت دیگر در تمامی روش‌ها و برای همه متغیرها با افزایش مقدار MAE، میزان RMSE نیز روندی افزایشی داشته است. این ارتباط هم‌روند میان MAE و RMSE، در مطالعات رابینسون و مترنیخت (2006) و یانگ و همکاران (2009) نیز گزارش شده بود. در نهایت بر پایه روش کوکریجینگ، نقشه توزیع غلظت عناصر ریزمغذی در سطح استان همدان تهیه شد (شکل 3). با بازنمایی توزیع مکانی غلظت ریزمغذی‌ها در ناحیه مطالعه شده و مقایسه آنها یا حد بحرانی این عناصر (ملکوتی و همکاران 1387) می‌توان نتیجه گرفت که در شمال استان همدان کمبود ریزمغذی‌ها بسیار محسوس است. بالا بودن میزان کربنات کلسیم در خاک‌های این نواحی نیز از جمله عواملی است که باعث می‌شود ریزمغذی‌ها به راحتی در دسترس گیاه قرار نگیرند.



شکل 3 (ب)



شکل 3 (الف)



شکل 3 (د)

شکل 3 (ج)

شکل 3-پهنه‌بندی تهیه شده با روش کوکریجینگ: مربوط به آهن (الف)، روی (ب)، بور (ج) و کبالت (د).

#### منابع مورد استفاده

- ایوبی ش ا، محمدزمانی س، خرمالی ف، 1386. برآورد مقدار ازت کل خاک به کمک ماده آلی و با استفاده از روش‌های کوکریجینگ، کوکریجینگ و کریجینگ-رگرسیون در بخشی از اراضی زراعی سرخنکلاته استان گلستان. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. جلد 14، صفحه‌های 78 تا 87.
- حسنی پاک ع ا، 1377. زمین‌آمار (ژئواستاتستیک). انتشارات دانشگاه تهران. چاپ اول، 314 صفحه.
- حسینعلی‌زاده م، ایوبی ش ا، شتابی ش، 1385. مقایسه روش‌های مختلف درون‌یابی در برآورد برخی خصوصیات خاک سطحی (مطالعه موردی: حوزه آبخیز مهرسبزوار). مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. جلد 13، شماره 5. صفحه‌های 152 تا 162.
- محمدزمانی س، ایوبی ش ا، خرمالی ف، 1386. بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک و عملکرد گندم در بخشی از اراضی زراعی سرخنکلاته، استان گلستان. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. شماره 40. صفحه‌های 79 تا 92.
- محمدی ج، 1385. پدومتری-جلد دوم (آمار مکانی). انتشارات پلک. 453 صفحه.
- ملکوتی م ج، کشاورز پ، کریمیان ن ع، 1387. روش‌های جامع تشخیص و توصیه بهینه کودی برای کشاورزی پایدار. انتشارات دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. 750 صفحه.
- Bucene LC and Zimback CRL, 2003. Comparison of methods of interpolation and spatial analysis of pH data in Botucatu, SP IRRIGIA 8(1): 21-28.
- Cambardella CA, Moorman TB, Novak JM, Parkin TB, Karlen DL, Turco RF, and Konopka AE, 1994. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. Soil Sci Soc Am J 58: 1501-1 511.
- Chen H, Shen Liu Z, and Tong Z. 2009. Spatial variability of soil fertility factors in the Xiangcheng tobacco planting region, China Frontiers of Biology in China 4 350-357.
- Lindsay WL and Norvell, WA, 1978. Development of a DTPA test for Zn, Fe, Mn and Cu. Soil Sci Soc Am J 42:421-428.
- Mohammadi J, 2008. Spatial Variability of Soil Fertility, Wheat Yield and Weed Density in a One-hectare Field in Shahre Kord Journal of Agriculture Science and Technology 10(4): 83-92.

- Nourzadeh M, Mahdian MH, Malakouti MJ, and Khavazi K, 2012. Investigation and prediction spatial variability of chemical properties at agricultural soil, using geostatistics. *Archives of Agronomy and Soil Science* 58(5): 461-475.
- Page AL and Keeney D, 1982. *Methods of Soil Analysis, part II*. American Society of Agronomy Soil Science Society of America, Madison WI.
- Panagopoulos T, Jesus J, Antunes MDC, and Beltr~ J, 2006. Analysis of spatial interpolation for optimising management of a salinized field cultivated with lettuce. *Europ J Agron* 24:1-10.
- Robinson, TP and Metternicht G, 2006. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. *Computers and Electronics in Agriculture* 50:97-108.
- Ruth B and Lennartz B, 2008. Spatial variability of soil properties and rice yield along two catenas in southeast China. *Pedosphere* 18(4):409-420.
- Spath H, 1995. *One Dimensional Spline Interpolation Algorithms*. A K Peters Ltd. USA.
- Triantafilis J, Odeh IOA, Warr B, and Ahmed MF, 2004. Mapping of salinity risk in the lower Namoi valley using non-linear kriging methods. *Agricultural Water Management* 69: 203-231.
- Xavier E, 2006. Ordinary multigaussian kriging for mapping conditional probabilities of soil properties. *Geoderma* 132: 75-88.
- Yamagishi J, Nakamoto T, and Richner W, 2003. Stability of spatial variability of wheat and maize biomass in a small field managed under two contrasting tillage systems over 3 years. *Field Crop Res* 81:95-108.
- Yang P, Mao R, Sha H, and Gao Y, 2009. The spatial variability of heavy metal distribution in the suburban farmland of Taihang piedmont plain, China. *CR. Biologies* 143: 111-122.

Archive of SID