

بررسی تغییرات مکانی ویژگی‌های شوری و سدیمی خاک‌های منطقه چات در استان گلستان

معصومه دلبری¹ و سمانه جهانی

استادیار دانشگاه زابل؛ mas_delbari@gmail.com

دانش‌آموخته کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی دانشگاه زابل؛ samane_jahani622@yahoo.com

دریافت: 92/2/15 و پذیرش: 92/11/21

چکیده

آگاهی و شناخت ویژگی‌های مهم خاک از جمله شوری و قلیابیت، نقش اساسی در مدیریت خاک و آب دارد. اهداف این تحقیق بررسی تغییرات مکانی و پهنه‌بندی هدایت الکتریکی (EC)، درصد سدیم قابل تبادل (ESP) و اسیدیته (pH) خاک در عمق سطحی (0-24 سانتی‌متر) می‌باشد. این مطالعه روی داده‌های مربوط به 152 نمونه خاک در منطقه چات در استان گلستان انجام گردید. روش‌های تخمین مورد استفاده شامل روش‌های زمین آماری کریجینگ معمولی، لاگ کریجینگ و کوکریجینگ و روش وزندهی عکس فاصله با توان‌های 1 تا 3 می‌باشند. برای ارزیابی روش‌ها از تکنیک ارزیابی متقابل با معیارهای ریشه مربعات خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و میانگین انحراف خطا (MBE) استفاده گردید. نتایج آنالیز زمین آماری نشان داد که تمامی پارامترها از همبستگی مکانی متوسطی در سطح منطقه برخوردارند. بهترین مدل ساختار مکانی برای EC مدل نمایی و برای ESP و pH مدل کروی بوده است. EC خاک کمترین شعاع تأثیر (حدود 3000 متر) و ESP و pH بیشترین شعاع تأثیر (حدود 6000 متر) را داشتند. بر اساس نتایج حاصل از ارزیابی متقابل و با توجه به توانایی کریجینگ در ارائه میزان عدم قطعیت مقادیر برآورد شده، در مجموع روش کریجینگ معمولی به عنوان مناسب‌ترین روش تخمین EC (MAE=8/886 dS/m)، pH (MAE=0/183) و ESP (MAE=13/19) خاک شناخته شد. نقشه‌های پهنه‌بندی نشان داد که مشکل شوری و قلیابیت در غالب نقاط دیده شده، با این‌حال مقادیر EC و ESP بطور مشابه از شرق به غرب منطقه روند افزایشی دارند. بنابراین نواحی غربی منطقه بیشتر از سایر قسمت‌ها نیازمند عملیات مدیریتی مناسب مانند تغییر الگوی کشت و یا عملیات اصلاح خاک می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: اسیدیته خاک، تغییرات مکانی، درصد سدیم قابل تبادل، کریجینگ، هدایت الکتریکی

¹ نویسنده مسئول، آدرس: زابل، دانشگاه زابل، دانشکده آب و خاک، گروه مهندسی آب

مقدمه

خاک‌های مناطق خشک و نیمه خشک بطور معمول دارای غلظت زیادی از املاح محلول هستند که روی بسیاری از خصوصیات فیزیکی خاک از جمله پایداری خاکدانه‌ها و ساختمان خاک، هدایت هیدرولیکی، شدت نفوذ آب به خاک و فرسایش خاک تأثیر می‌گذارد (جردن و همکاران، 2004). از طرفی مناسب بودن یک خاک برای رشد گیاه بستگی زیادی به خصوصیات ساختمانی و غلظت محلول آن دارد (اردهان لیگلو، 2003). داشتن آگاهی از نحوه توزیع مکانی خصوصیات مرتبط با شوری خاک مانند هدایت الکتریکی (EC)، درصد سدیم قابل تبادل (ESP) و اسیدیته (pH) برای مدیریت بهتر و مؤثرتر آب و خاک و اتخاذ تصمیمات مناسب از جمله احیای اراضی شور و سدیمی و یا تغییر الگوی کشت منطقه به گونه‌های گیاهی با آستانه تحمل بالاتری نسبت به شوری، لازم و ضروری به نظر می‌رسد (اردهان لیگلو و همکاران، 2003، بارت لنارد و همکاران، 1986، جردن و همکاران، 2004). از طرفی شوری خاک از جمله متغیرهایی است که دارای تغییرپذیری مکانی زیادی است. بنابراین برای مشخص نمودن دقیقتر توزیع نمک در خاک، نیاز به نمونه‌برداری با تراکم زیاد از خاک می‌باشد که به نوبه خود نیازمند صرف هزینه و زمان زیادی است.

زمین آمار¹ قادر به ارائه مجموعه وسیعی از ابزارها و تخمین‌گرهاست که به منظور بررسی تغییرات مکانی و میان‌یابی خصوصیت مورد نظر بکار می‌رود (گوارتس، 1997؛ ایساک و اسریواستاوا، 1989). در بین انواع تخمین‌گرهای زمین‌آماری، روش کریجینگ معمولی² به لحاظ سهولت و سرعت عمل بالا، از شهرت بیشتری برخوردار است. با اینحال کاربرد این روش برای متغیرهای دارای توزیع فراوانی غیر نرمال، بطور معمول نتایج رضایت‌بخشی ارائه نمی‌دهد (گوارتس، 1997). یکی از راه‌های مقابله با این مشکل در مورد متغیرهایی که منحنی فراوانی داده‌های آن‌ها چولگی به راست دارد، نرمال‌سازی توزیع داده‌ها با استفاده از تبدیل لگاریتمی است (سایتو و گوارتس، 2000). از طرف دیگر، استفاده از متغیرهای کمکی یا ثانویه موجود (در صورت داشتن همبستگی خوب با متغیر اولیه) در روش‌های زمین‌آماری چند متغیره مانند کوکریجینگ³ می‌تواند باعث افزایش دقت تخمین متغیر اولیه گردد (ارساهین، 2003؛ یاتس و

واریک، 1987؛ زانگ و همکاران، 1992) بویژه زمانی که داده‌های متغیر اصلی به دلایلی از جمله پرهزینه و مشکل بودن نمونه‌برداری و اندازه‌گیری، کمتر باشد (گوارتس، 1997؛ زانگ و همکاران، 1992).

روش‌های زمین‌آماری توسط دانشمندان متعددی برای تعیین تغییرات مکانی بسیاری از خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک مورد استفاده قرار گرفته‌اند (کامباردلا و همکاران، 1994؛ چین و همکاران، 1997؛ کراوچنکو و بالاک، 1999؛ لی و همکاران، 2004؛ دلبری و همکاران، 2011). در مورد شوری و قلیابیت خاک و یا خصوصیات مرتبط با آن‌ها نیز تحقیقات مختلفی صورت گرفته است. بعنوان مثال حاج رسولیها و همکاران (1980) و اوتست و همکاران (1998) در مطالعات خود وجود همبستگی مکانی شوری خاک را گزارش داده‌اند. اردهان لیگلو و همکاران (2003) شکل توزیع مکانی ESP، EC، pH و بر (B) را در خاک‌های شور و سدیمی با استفاده از نیم‌تغییرنمای تجربی و کریجینگ بلوکی بررسی کردند. در مطالعه دیگری والتر و مک برتنی (2001) با توجه به نقش مؤثر روش‌های زمین‌آماری در تصمیم‌گیری‌ها و عملیات مدیریتی، به بررسی تغییرات مکانی و میان‌یابی شوری خاک سطحی پرداختند. ترینتافیلیس و همکاران (2001) چندین روش زمین‌آماری از جمله کریجینگ معمولی، کوکریجینگ و کریجینگ-رگرسیون را در برآورد شوری خاک مورد مقایسه قرار دادند. نتایج آن‌ها بیانگر برتری روش‌هایی است که از متغیر کمکی استفاده می‌کنند. جردن و همکاران (2004) نیز از روش کریجینگ با و بدون متغیر کمکی بعنوان ابزاری سودمند برای تخمین Na^+ ، EC_e و pH استفاده کردند. کلیک و کلیک (2007) در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات مکانی شوری (EC) و قلیابیت (ESP) خاک و برخی خصوصیات مؤثر در آن‌ها مانند مواد آلی (OM)، کلسیم (Ca^{2+}) و پتاسیم (K^+) با استفاده از نیم-تغییرنمای پرداختند. نتایج حاصله از تحقیق آن‌ها بیانگر شکل متفاوتی از تغییرات مکانی شوری و قلیابیت در عمق‌های مختلف خاک بود. بطور کلی آن‌ها اذعان کردند که شوری و قلیابیت نقش مؤثری در مدیریت‌های مشخص منطقه‌ای ایفا می‌کند. تجوب و همکاران (2007) از کریجینگ بلوکی برای مطالعه توزیع مکانی شوری، pH، نسبت جذبی سدیم (SAR)، Ca^{2+} ، Na^+ و Mg^{2+} در خاک‌های پایین‌دست رودخانه زرک استفاده کردند. ناوارو پدرنو و همکاران (2007) نیز به بررسی تغییرات مکانی و تخمین شوری خاک پرداختند. سمک و همکاران (2007) در مطالعه خود تغییرات مکانی EC، ESP، pH، ظرفیت

1. Geostatistics

2. Ordinary kriging

3. Cokriging

میلی‌متر و مقدار تبخیر سالانه 2182/6 میلیمتر می‌باشد. این منطقه متشکل از دو واحد فیزیوگرافی یکی دشت آبرفتی رودخانه چات و دیگری فلات‌های رسی است که به علت تداخل آن‌ها امکان تفکیک از یکدیگر مقدور نیست (بی‌نام، 1384).

از 26100 هکتار اراضی تحت مطالعه تنها 148 هکتار یا 0/57 درصد از کل اراضی عاری از محدودیت شوری و سدیمی است و مابقی آن مواجه با محدودیت‌های ذکر شده با درجات کم تا بسیار زیاد می‌باشد که این امر بیانگر شور و سدیمی بودن منشاء خاک‌ها اعم از رسوبات رودخانه‌ای و یا نهشته‌های بادی می‌باشد. به دلیل شور و سدیمی بودن خاک‌ها، گرمای شدید، بارندگی کم و عدم وجود آب برای زراعت‌های آبی، قسمت اعظم اراضی بایر بوده و یا به عنوان مرتع طبیعی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در بخش‌هایی از اراضی که از شوری و سدیمی کمتری برخوردار است، کشت گندم دیم رایج است و در سطوحی محدود که امکان تأمین آب از رودخانه اترک میسر می‌باشد اراضی به کشت گندم آبی، هندوانه و ندرتاً زیتون اختصاص یافته است. در قسمت‌هایی از اراضی و با هدف احیای مراتع کشت آتریپلکس نیز صورت گرفته است (بی‌نام، 1384).

نمونه‌برداری در سال 1384 توسط شرکت نشتاک در منطقه انجام شد. نمونه‌ها از پروفیل‌های خاک که به منظور رده‌بندی ایجاد شده بودند و همچنین از نقاطی که به عمق 1/5 متر توسط مته دستی حفر شده است، جمع‌آوری شد. فواصل پروفیل‌ها از یکدیگر حدود 1/5 کیلومتر و فواصل پروفیل‌ها از نقاطی که با مته حفر شده‌اند حدود 700 تا 750 متر می‌باشد. نمونه‌های خاک مورد استفاده شامل 152 عدد و مربوط به لایه سطحی خاک (عمق 0-24 سانتی‌متر) می‌باشد. برای اندازه‌گیری هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک از دستگاه هدایت-سنج الکتریکی (EC متر) و برای اندازه‌گیری pH از pH متر استفاده گردید (پیچ و همکاران، 1982). درصد سدیم قابل تبادل (ESP)، با استفاده از مقدار نسبت جذبی سدیم (SAR) و رابطه تجربی زیر بدست می‌آید (آزمایشگاه شوری خاک آمریکا، 1954):

$$ESP = \frac{100(-0.0126 + 0.01475SAR)}{1 + (-0.0126 + 0.1475SAR)} \quad (1)$$

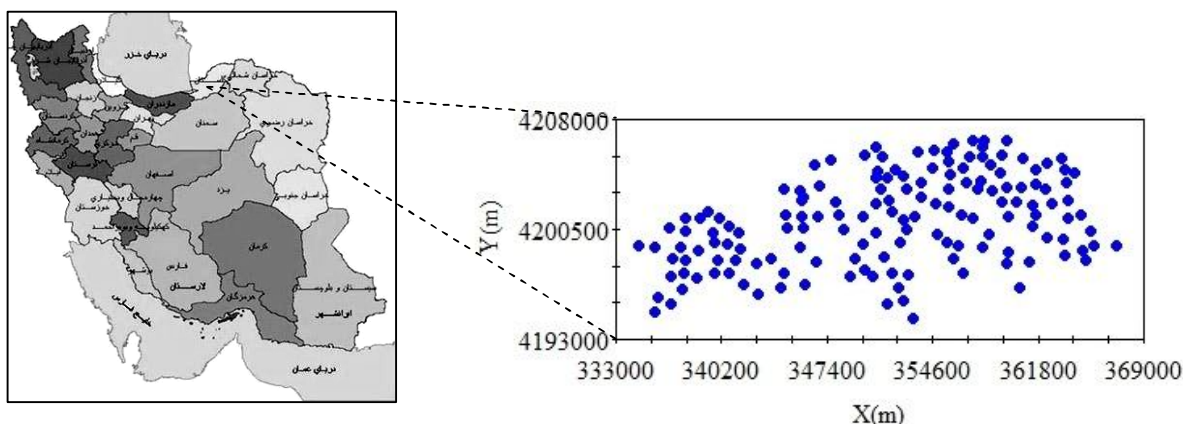
که در آن SAR توسط رابطه زیر تعریف می‌گردد:

تبادل کاتیونی (CEC) و هدایت هیدرولیکی (K_s) را در زمین‌های کشاورزی که با آب نامطلوب آبیاری می‌شود، بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشانگر همبستگی مکانی متوسط تا قوی خصوصیات مورد بررسی بود. در ایران نیز سکوتی اسکوتی و همکاران (1386) برای برآورد شوری خاک در نقاط نمونه برداری نشده، از روش‌های کریجینگ، کوکریجینگ و میانگین متحرک وزن‌دار در محیط GIS استفاده کرده‌اند. دلبری و افراسیاب (1381) نیز به برآورد شوری خاک در مناطق جنوب شرقی ایران با استفاده از روش‌های زمین آماری پرداختند. در مجموع نتایج حاصله از مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که روش‌های زمین آماری به دلیل در نظر گرفتن همبستگی مکانی بین داده‌ها، تخمین‌های بهتری از پارامترهای مرتبط با شوری خاک بدست می‌دهند. هر چند که تاکنون در ایران مطالعات چندی بخصوص در مورد شوری خاک صورت گرفته است، مطالعه همزمان تغییرات مکانی شوری و قلیابیت کمتر انجام شده است. بنابراین در این تحقیق به بررسی تغییرات مکانی و میان‌یابی هدایت الکتریکی (EC)، درصد سدیم قابل تبادل (ESP) و اسیدیته (pH) خاک در منطقه چات (استان گلستان) که دارای خاک‌های کم و بیش شور و سدیمی است، پرداخته می‌شود. برای میان‌یابی خصوصیات مورد نظر از روش‌های زمین آماری کریجینگ، لاگ کریجینگ و کوکریجینگ و روش وزن‌دهی عکس فاصله استفاده شده و نقشه‌های پهنه‌بندی با استفاده از بهترین روش ترسیم می‌گردد. نقشه‌های حاصله می‌توانند ابزار سودمندی برای اتخاذ تصمیمات مدیریتی مناسب مانند تعیین مناطقی که نیاز به احیا یا تغییر الگوی کشت دارند، باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه به وسعت 26100 هکتار بخشی از دشت چات واقع در استان گلستان است که بین طول‌های 55 درجه و 7 دقیقه تا 55 درجه و 30 دقیقه شرقی و عرض‌های 37 درجه و 53 دقیقه تا 38 درجه و 1 دقیقه شمالی قرار گرفته است (شکل 1). این منطقه در مجاورت رودخانه اترک و مرز ترکمنستان، در 60 کیلومتری شمال شهرستان کلاله و 80 کیلومتری شمال شرق شهرستان گنبد کاووس واقع شده است. ارتفاع متوسط منطقه از سطح دریاها آزاد حدود 90 متر است. این منطقه دارای تابستان‌های گرم و زمستان‌های نسبتاً ملایم می‌باشد. متوسط حداکثر و حداقل درجه حرارت سالانه به ترتیب 24/7 و 10/8 و میانگین سالانه آن 17/73 درجه سانتی‌گراد است. میزان بارندگی سالانه 199



شکل 1- موقعیت نقاط نمونه‌برداری در منطقه مطالعاتی چات در استان گلستان

(3)

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}^2$$

که در آن $\gamma^*(h)$ نیم‌تغییرنمای تجربی، $N(h)$ تعداد کل جفت نقاطی که به فاصله h از یکدیگر قرار گرفته‌اند و $Z(x_i)$ و $Z(x_i+h)$ به ترتیب مقادیر مشاهده شده متغیر Z در نقاط x_i و x_i+h می‌باشد.

نیم‌تغییرنمای عرضی⁴

در روش کوکریجینگ علاوه بر نیم‌تغییرنمای متغیرهای اولیه و ثانویه بطور جداگانه، نیم‌تغییرنمای عرضی یا متقابل بین دو متغیر نیز بایستی محاسبه گردد. در عمل نیم‌تغییرنمای عرضی تجربی به صورت زیر محاسبه می‌شود (ایساک و اسریواستوا، 1989):

(4)

$$\gamma_{v,w}^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^N [Z_v(x_i) - Z_v(x_i+h)][Z_w(x_i) - Z_w(x_i+h)]$$

که در آن $\gamma_{v,w}^*(h)$ نیم‌تغییرنمای عرضی تجربی، $N(h)$ تعداد کل جفت نقاط مشاهده‌ای به فاصله h از یکدیگر، $Z_v(x_i)$ و $Z_v(x_i+h)$ به ترتیب مقادیر مشاهده شده متغیر Z_v در نقاط x_i و x_i+h و $Z_w(x_i)$ و $Z_w(x_i+h)$ به ترتیب مقادیر مشاهده شده متغیر Z_w در نقاط x_i و x_i+h می‌باشند.

هر نیم‌تغییرنما دارای سه خصوصیت اصلی است: اثر قطعه‌ای⁵، آستانه⁶ و شعاع تأثیر⁷. مقدار نیم-

(2)

$$SAR = \frac{Na^+}{\sqrt{(Ca^{2+} + Mg^{2+})}}$$

که در آن، Na^+ ، Ca^{2+} و Mg^{2+} به ترتیب غلظت کاتیون‌های سدیم، کلسیم و منیزیم برحسب میلی‌اکی‌والان بر لیتر می‌باشد. غلظت سدیم با دستگاه فلیم فتومتر و غلظت کلسیم و منیزیم به روش تیتراسیون محاسبه گردید (بیج و همکاران، 1982)

روش‌های میان‌یابی مورد استفاده

در این مطالعه ابتدا از نیم‌تغییرنمای (عرضی) تجربی برای بررسی تغییرات مکانی EC، ESP، pH و خاک استفاده گردید. سپس با استفاده از روش‌های کریجینگ معمولی، لاگ کریجینگ¹ و کوکریجینگ و روش وزن‌دهی عکس فاصله² به میان‌یابی خصوصیات خاک پرداخته شد. توضیح کامل نیم‌تغییرنما و روش‌های ذکر شده در منابع مختلف از جمله ایساک و اسریواستوا (1989) بیان شده است. در ذیل تنها مختصری از این مفاهیم ارائه می‌گردد:

نیم‌تغییرنما

در عمل نیم‌تغییرنمای تجربی³، معادل نصف متوسط مربعات اختلاف بین مقادیر مشاهده شده متغیر در جفت نقاطی که به فاصله h از یکدیگر قرار گرفته‌اند، محاسبه می‌شود (گوارتس، 1997؛ ایساک و اسریواستوا، 1989):

4. Cross-semivariogram

5. Nugget effect

6. Sill

7. Range of influence

1. Log kriging

2. Inverse distance weighting

3. Experimental semi-variogram

(8)

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i, x_j) - \mu = \gamma(x_i, x_0), & i=1, \dots, n \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{cases}$$

که در آن $\gamma(x_i, x_j)$ مقدار نیم‌تغییرنا بین تمام جفت مقادیر معلوم، μ ضریب لاگراتژین برای به حداقل رساندن واریانس کریجینگ و $\gamma(x_i, x_0)$ مقدار نیم‌تغییرنا بین موقعیت مورد تخمین x_0 و n امین نقطه نمونه برداری شده می‌باشد. بنابه آنچه گفته شد، کریجینگ معمولی را بهترین تخمین‌گر خطی نا اربب (BLUE)¹ نیز می‌نامند (ایساک و اسریواستاوا، 1989).

واریانس کریجینگ در نقطه x_0 که معیاری از مقدار عدم قطعیت مقدار تخمین زده شده متغیر در آن نقطه است، عبارت است از:

(9)

$$\sigma_{ok}^2(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \mu$$

با داشتن واریانس (یا انحراف معیار) کریجینگ و با فرض یک توزیع نرمال برای خطاهای کریجینگ، دامنه اطمینان مقادیر تخمین زده شده در سطوح اعتماد مختلف قابل محاسبه است (گوارتس، 1997).

لاگ کریجینگ

لاگ کریجینگ (LOK) در واقع همان کریجینگ معمولی است که روی داده‌های تبدیل یافته (لگاریتم داده‌ها) صورت می‌گیرد. بالطبع در انتها لازم است که مقادیر تخمین زده شده به‌مراه واریانس تخمین آن‌ها با یک تبدیل معکوس به داده‌های قابل قیاس با داده‌های واقعی تبدیل گردند.

کوکر جینگ

کوکریجینگ (COK) یک حالت چند متغیره از کریجینگ برای موقعیتی است که علاوه بر متغیر اصلی، یک یا چند متغیر کمکی که دارای همبستگی خوبی با متغیر اصلی است، موجود باشد. تخمین‌گر کوکر جینگ با فرض وجود یک متغیر کمکی به صورت زیر تعریف می‌شود (ایساک و اسریواستاوا، 1989):

(10)

$$Z^*_{v}(x_0) = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot Z_v(x_i) + \sum_{j=1}^m \beta_j \cdot Z_w(x_j)$$

تغییرنا به ازای $h=0$ ، اثر قطعه‌ای نامیده می‌شود. اثر قطعه‌ای معمولاً ناشی از خطاهای نمونه برداری، اندازه‌گیری و آنالیز داده‌ها و یا تغییرات کوچک مقیاس یعنی تغییراتی که در فواصلی کمتر از کوچکترین فاصله نمونه برداری رخ می‌دهد، می‌باشد (ایساک و اسریواستاوا، 1989). با افزایش h مقدار نیم‌تغییرنا تا فاصله معینی که دامنه یا شعاع تأثیر می‌نامند، افزایش می‌یابد و پس از آن به حد ثابتی می‌رسد که آستانه گفته می‌شود. پس از محاسبه نیم‌تغییرنا لازم است که بهترین مدل تئوری برای کاربرد در سیستم کریجینگ، بر آن برآزش شود. مدل‌های تئوری مختلفی در این زمینه وجود دارد که در زیر دو مدل کروی (معادله 5) و نمایی (معادله 6) مورد استفاده در این مطالعه، به اختصار ارائه شده است:

(5)

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & h \leq a \\ C_0 + C & h > a \end{cases}$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - \exp\left(-\frac{h}{a}\right) \right] \quad (6)$$

که در آن C_0 اثر قطعه‌ای، C_0+C آستانه، و a دامنه تأثیر نیم‌تغییرنا می‌باشد. البته دامنه تأثیر موثر در مدل نمایی نقطه‌ای است که 95% آستانه نیم‌تغییرنا حاصل شده باشد که این نقطه در حدود سه برابر دامنه تأثیر a می‌باشد (ایساک و اسریواستاوا، 1989).

کریجینگ معمولی

در روش کریجینگ معمولی (OK) مقدار متغیر در هر نقطه نمونه برداری نشده با استفاده از یک متوسط گیری متحرک وزنی خطی مقادیر اندازه‌گیری شده در همسایگی نقطه مورد نظر تخمین زده می‌شود (ایساک و اسریواستاوا، 1989):

(7)

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(x_i)$$

که در آن $Z^*(x_0)$ مقدار تخمین زده شده Z در نقطه x_0 ، λ_i وزن نسبت داده شده به متغیر Z در نقطه x_i و n تعداد نقاط همسایگی است. وزن‌های اختصاص داده شده به مقادیر معلوم (λ_i)، بنحوی محاسبه می‌گردند که هم حاصل جمع آن‌ها برابر واحد گردد و هم حداقل واریانس کریجینگ فراهم شود (معادله 8). وزن‌های کریجینگ با حل دستگاه $(n+1)$ معادله خطی زیر بدست می‌آیند:

¹ Best linear unbiased estimator

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - Z(x_i))^2} \quad (12)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |Z^*(x_i) - Z(x_i)| \quad (13)$$

$$MBE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{Z^*(x_i) - Z(x_i)\} \quad (14)$$

که در آن $Z^*(x_i)$ و $Z(x_i)$ به ترتیب مقادیر تخمین زده شده و واقعی متغیر Z در نقطه x_i و n تعداد کل مشاهدات می‌باشد. معمولاً هر چه مقدار RMSE و MAE کمتر و مقدار MBE به صفر نزدیکتر باشد، دقت روش بیشتر است (ایساک و اسریواستاوا، 1989). علاوه بر معیارهای ذکر شده، ضریب همبستگی (R) ⁵ بین مقادیر برآورد شده و واقعی نیز محاسبه گردید.

نتایج و بحث

تجزیه و تحلیل آماری

توزیع فراوانی خصوصیات خاک

خلاصه آماری خصوصیات مورد مطالعه خاک در جدول 1 ارائه شده است. همانطوری که از این جدول پیداست میانگین EC و ESP در منطقه بالا است که دلیلی بر شور و سدیمی بودن منشاء خاک‌های منطقه که شامل رسوبات رودخانه‌ای و یا نهشته‌های بادی است، می‌باشد. همچنین EC و ESP دارای واریانس و ضریب تغییرات بالایی می‌باشند که بیانگر تغییرپذیری زیاد این دو خصوصیت در منطقه مورد مطالعه است. از طرف دیگر بر اساس ضرایب چولگی (جدول 1) و شکل توزیع فراوانی (نشان داده نشده)، توزیع داده‌های EC دارای چولگی به سمت راست (مثبت) می‌باشد که نشان از وجود تعداد محدودی نقطه با مقادیر بالای این متغیر در سطح منطقه است. به منظور کاهش اثرات مقادیر بزرگ EC روی نتایج تخمین ناشی از کریجینگ، از تبدیل لگاریتمی برای نرمال‌سازی توزیع فراوانی داده‌ها استفاده گردید. خلاصه آماری داده‌های تبدیل یافته در جدول 1 آمده است. همانطوری که از ضرایب چولگی داده‌های تبدیل یافته (جدول 1) پیداست، تبدیل لگاریتمی توانسته است تا حدودی توزیع داده‌ها را به توزیع متقارن تبدیل کند. EC خاک سطحی (عمق 0-30 سانتی‌متر) در مطالعه کلیک و کلیک (2007) نیز دارای چولگی مثبت بوده در حالی که pH و ESP دارای توزیع تقریباً متقارن بوده‌اند. والتر و مک برتنی (2001) و جردن و همکاران (2004) نیز برای EC توزیع لگاریتمی گزارش کرده‌اند. pH خاک در مطالعه جردن و همکاران (2004)، دارای توزیع نرمال بوده است.

که در آن $Z^*(x_0)$ مقدار تخمین زده شده متغیر اصلی Z_v در نقطه x_0 ، α_i و β_i به ترتیب وزن نسبت داده شده به مقادیر مشاهده شده متغیر اصلی Z_v در نقطه x_i و متغیر کمکی Z_w در نقطه x_i و n و m به ترتیب تعداد مشاهدات متغیر اصلی و کمکی می‌باشند.

وزن‌دهی عکس فاصله

در روش وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) نیز مانند روش کریجینگ، مقدار یک متغیر در نقطه‌ای که نمونه‌برداری نشده باشد، از روی نقاط مجاورش با استفاده از فرمول (7) تخمین زده می‌شود. با این تفاوت که در این روش وزن‌ها تنها با توجه به فاصله هر نقطه معلوم نسبت به نقطه مجهول و بدون توجه به نحوه پراکندگی نقاط حول نقطه مورد تخمین، تعیین می‌شوند. بدین ترتیب به نقاط نزدیک‌تر وزن بیشتر و به نقاط دورتر وزن کمتری اختصاص داده می‌شود (ایساک و اسریواستاوا، 1989). مقدار وزن (λ_i) در روش IDW از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

(11)

$$\lambda_i = \frac{D_i^{-\pi}}{\sum_{i=1}^n D_i^{-\pi}}$$

که در آن D_i فاصله i امین نقطه مشاهده شده تا نقطه مورد تخمین، π توان وزن‌دهی فاصله و n تعداد نقاط همسایگی است.

روش و معیارهای ارزیابی

در این مطالعه از تکنیک ارزیابی متقابل¹ (ایساک و اسریواستاوا، 1989؛ یاتس و واریک، 1987)، برای ارزیابی روش‌های میان‌یابی استفاده شده است. این روش بر این اساس است که هر بار یک نقطه مشاهده‌ای حذف شده و برای آن از روی نقاط مجاور، مقداری برآورد می‌گردد. سپس مقدار واقعی به محل قبلی برگردانده شده و برای تمامی نقاط مشاهده‌ای این عمل تکرار می‌شود. در نهایت با توجه به مقادیر مشاهده شده و تخمین زده شده، عملکرد هر روش ارزیابی می‌گردد. در این تحقیق از معیارهای آماری ریشه مربعات خطا (RMSE)²، میانگین قدر مطلق خطا (MAE)³ و میانگین انحراف خطا (MBE)⁴ برای ارزیابی دقت روش‌ها استفاده گردید:

1. Cross-validation
2. Root mean square error
3. Mean absolute error
4. Mean bias error

⁵ Correlation coefficient

جدول 1- خلاصه آماری داده‌های متغیرهای اصلی (n=152)

متغیر	میانگین	مینیمم	ماکزیمم	واریانس	انحراف معیار	ضریب تغییرات	چولگی	کشیدگی
EC(dS/m)	24/41	2/38	79/30	311/72	17/65	0/723	0/95	-0/36
Ln EC	2/86	0/87	4/37	0/75	0/886	0/31	-0/35	-1/14
pH	7/81	7/21	8/56	0/061	0/2461	0/031	0/44	0/75
ESP	25/67	1/86	52/08	139/9	11/83	0/461	-0/15	-1/05

ضریب همبستگی بین خصوصیات خاک

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی بین خصوصیات مورد مطالعه (EC, pH و ESP) و سایر پارامترهای اندازه‌گیری شده موجود در منطقه، میزان ضریب همبستگی بین زوج پارامترها محاسبه و در جدول 2 ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصله، هدایت الکتریکی (EC) با کلر (Cl⁻)، اسیدیته خاک (pH) با کلسیم (Ca²⁺) و درصد سدیم قابل تبادل (ESP) با سدیم (Na⁺) بیشترین همبستگی (مستقیم یا معکوس) را نشان می‌دهد. بنابراین متغیرهای کمکی ذکر شده بهترین کاندیدا برای کمک به تخمین بهتر خصوصیات مورد مطالعه

توسط روش کوکریجینگ به نظر می‌رسند. همچنین همانطوری که از جدول 2 پیداست، رابطه مستقیم نسبتاً قوی بین هدایت الکتریکی و درصد سدیم قابل تبادل خاک وجود دارد که این نشان می‌دهد نواحی شور دارای مشکل قلیابیت نیز می‌باشند. در جدول 3 خلاصه آماری داده‌های متغیرهای کمکی آورده شده است. بر اساس اطلاعات ارائه شده، هر سه متغیر کمکی دارای واریانس و ضریب تغییرات بالایی بوده و توزیع هر سه چولگی به سمت راست دارد. این نتایج نشان از وسعت دامنه تغییرات آن‌ها در منطقه و از طرفی غالب بودن درصد مقادیر کم اعداد می‌باشد.

جدول 2- ضریب همبستگی بین خصوصیات خاک

متغیر	EC*10 ³ (dS/m)	pH	ESP	Cl ⁻ (meq/lit)	HCO ₃ ⁻ (meq/lit)	Mg ²⁺ (meq/lit)	Ca ²⁺ (meq/lit)	Ca+Mg (meq/lit)	Na ⁺ (meq/lit)
EC*10 ³ (dS/m)	1	-0/293**	0/797**	0/969**	0/147	0/876**	0/838**	0/899**	0/956**
pH	-0/293**	1	0/061	-0/332**	-0/104	-0/307**	-0/528**	-0/468**	-0/169*
ESP	0/797**	0/061	1	0/731**	0/033	0/551**	0/422**	0/497**	0/883**

** و * به ترتیب معنی داری در سطوح 1 و 5 درصد را نشان می‌دهد.

جدول 3- خلاصه آماری داده‌های متغیرهای کمکی (n=152)

متغیر (meq/lit)	میانگین	مینیمم	ماکزیمم	واریانس	انحراف معیار	ضریب تغییرات	چولگی	کشیدگی
Cl ⁻	237/01	5/35	865	39756/61	199/39	0/84	0/94	0/3
Ca ²⁺	53/31	4	246	2018/20	44/92	0/84	1/53	2/54
Na ⁺	187/15	12/3	711	22036/77	148/45	0/79	0/86	0/28

آنالیز زمین آماری

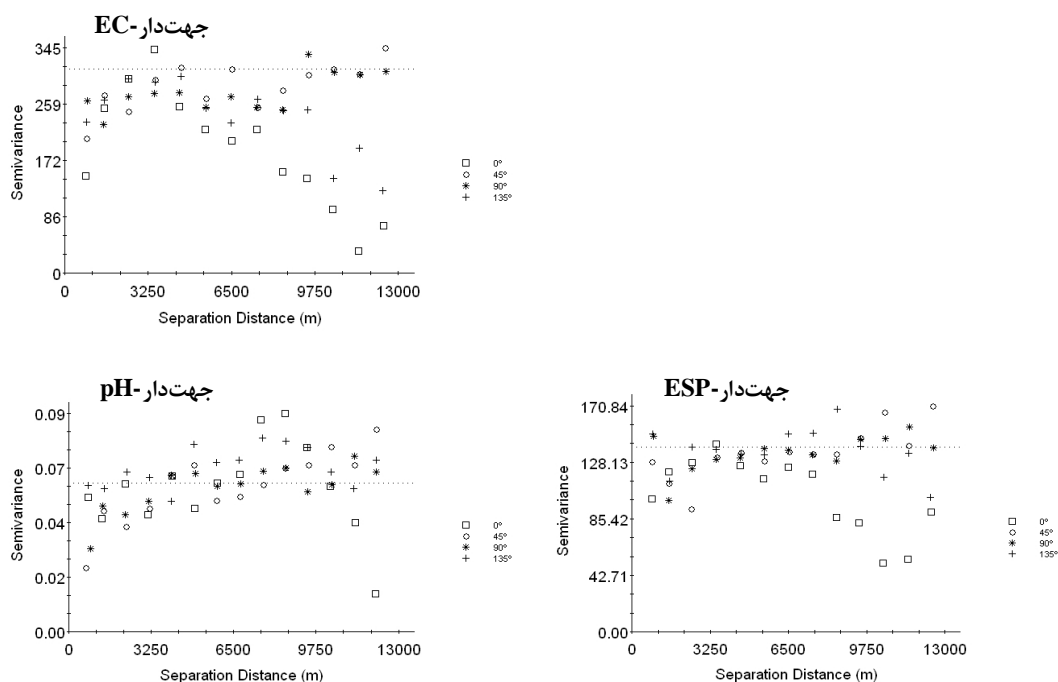
بررسی همبستگی مکانی خصوصیات خاک

برای بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی مکانی خصوصیات مورد مطالعه خاک (EC, pH و ESP)، نیم‌تغییرنمای تجربی هر یک با استفاده از نرم افزار GS+ (ربرتسن، 2000) محاسبه گردید. برای کاربرد روش کوکریجینگ، نیم‌تغییرنمای تجربی متغیرهای کمکی و نیم-تغییرنمای متقابل بین آن‌ها و متغیرهای اصلی نیز محاسبه شدند. به منظور بررسی تغییرات مکانی خصوصیات مورد

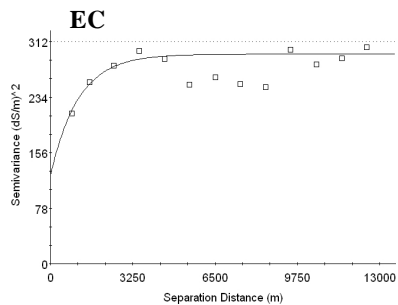
مطالعه در جهات مختلف، نیم‌تغییرنمای تجربی هر یک در چهار جهت 0، 45، 90 و 135 درجه با انحراف زاویه ای 22/5 درجه نیز رسم گردید. نتایج حاصله (شکل 2) ناهمسان‌گردی قابل ملاحظه‌ای را بخصوص در محدوده شعاع همبستگی مکانی (تا 6000 متر) نشان نداد. این بدان معنی است که اثرات جهتی قابل توجهی وجود ندارد و نیم‌تغییرنما بطور عمده تابع فاصله بین جفت نقاط می‌باشد. بنابراین از نیم‌تغییرنمای همسان‌گرد برای مراحل بعدی تحقیق استفاده گردید. نیم‌تغییرنمای (عرضی)

(2007) نیز برای pH مدل نمایی با شعاع تأثیر 1340 متر و برای EC و ESP مدل کروی با شعاع‌های تأثیر به ترتیب برابر با 3420 و 3700 متر را به عنوان بهترین مدل همکاران (1980) شعاع همبستگی شوری را در خاک‌های جنوب شرقی ایران 800 متر و اوتست و همکاران (1998) 500 متر گزارش کرده‌اند. برای تعیین درجه همبستگی مکانی خصوصیات مورد مطالعه، علاوه بر شکل نیم‌تغییرنما می‌توان از نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه نیم‌تغییرنما $(C_0 \times 100 / (C_0 + C))$ ، استفاده کرد (کامبردلا و همکاران، 1994). بدین ترتیب که هرگاه مقدار این نسبت بین %0-25 تا %75-100 قرار گیرد، همبستگی مکانی متغیر مورد مطالعه به ترتیب قوی، متوسط و ضعیف ارزیابی می‌گردد. بر این اساس هر سه خصوصیت مورد بررسی و نیز متغیرهای کمکی با داشتن نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه بین %25 تا %75 (جدول 4)، از همبستگی مکانی متوسطی در سطح منطقه برخوردارند. با این وجود، سهم بخش ساختاردار واریانس در نیم-تغییرنماهای متقابل نسبت به نیم‌تغییرنماهای منفرد اندکی افزایش یافته است.

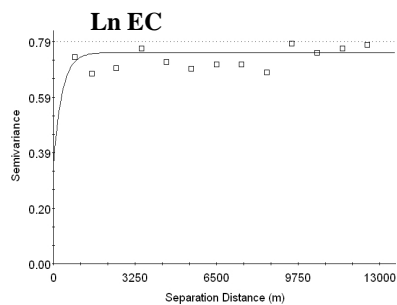
تجربی و بهترین مدل تئوری برازش شده بر آن‌ها برای EC، pH و ESP به ترتیب در شکل‌های 3، 4 و 5 ارائه شده است. مشخصات مدل‌های برازش شده در جدول 4 آمده است. بطور کلی دو مدل کروی و نمایی بیشترین انطباق را با نیم‌تغییرنماهای تجربی محاسبه شده داشتند؛ ساختار مکانی EC از مدل نمایی و ساختار مکانی pH و ESP از مدل کروی تبعیت می‌کند (جدول 4). از طرفی نتایج نشانگر آن است که داده‌های EC خاک تا فاصله حدود 3000 متر بر هم اثر دارند. این در حالی است که شعاع تأثیر برای pH و ESP حدود دو برابر شعاع تأثیر EC و تقریباً 6000 متر می‌باشد. والتر و مک برتنی (2001) از مدل نمایی برای تشریح ساختار مکانی شوری خاک سطحی استفاده کرده‌اند. جردن و همکاران (2004) مدل کروی را برای لگاریتم EC با شعاع تأثیر 26 کیلومتر و مدل گوسی را برای pH با شعاع تأثیر 18/6 کیلومتر مناسب معرفی کرده‌اند. در تحقیق کلیک و کلیک (2007) برای خاک سطحی، EC و pH دارای ساختار کروی و ESP دارای ساختار خطی بوده است. همچنین شعاع تأثیر EC، pH و ESP در مطالعه آن‌ها به ترتیب برابر با 210، 169 و 62 متر بوده است. سمک و همکاران



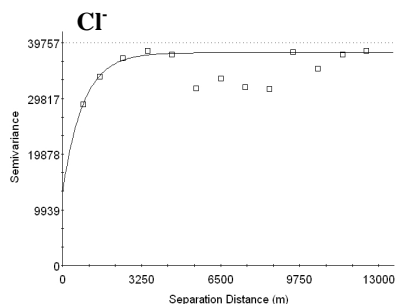
شکل 2- نیم‌تغییرنمای تجربی جهت‌دار EC، pH و ESP



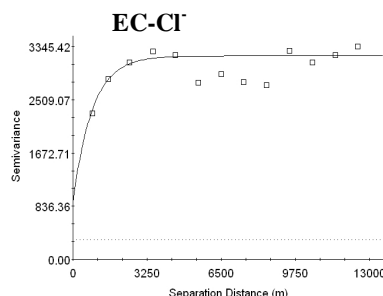
Exponential model ($C_0 = 124.4000$; $C_0 + C = 294.3000$; $A_0 = 1100.00$; $r_2 = 0.436$; $RSS = 7194$.)



Exponential model ($C_0 = 0.3500$; $C_0 + C = 0.7470$; $A_0 = 340.00$; $r_2 = 0.000$; $RSS = 0.0232$.)

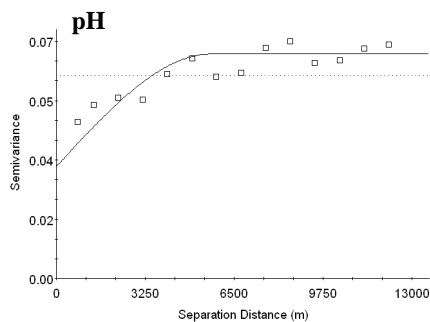


Exponential model ($C_0 = 13000.0000$; $C_0 + C = 38000.0000$; $A_0 = 850.00$; $r_2 = 0.290$; $RSS = 1.494E+08$.)

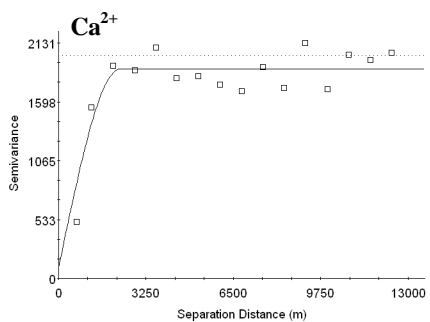


Exponential model ($C_0 = 900.0000$; $C_0 + C = 3200.0000$; $A_0 = 850.00$; $r_2 = 0.496$; $RSS = 694668$.)

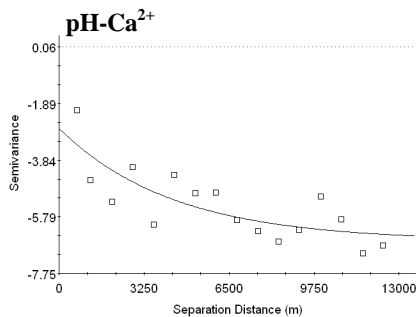
شکل 3- نیم تغییرنمای (عرضی) تجربی (مربع توخالی) و بهترین مدل برازش شده (خط ممتد) EC و Cl⁻



Spherical model ($C_0 = 0.0334$; $C_0 + C = 0.0669$; $A_0 = 5670.00$; $r_2 = 0.785$; $RSS = 2.347E-04$.)

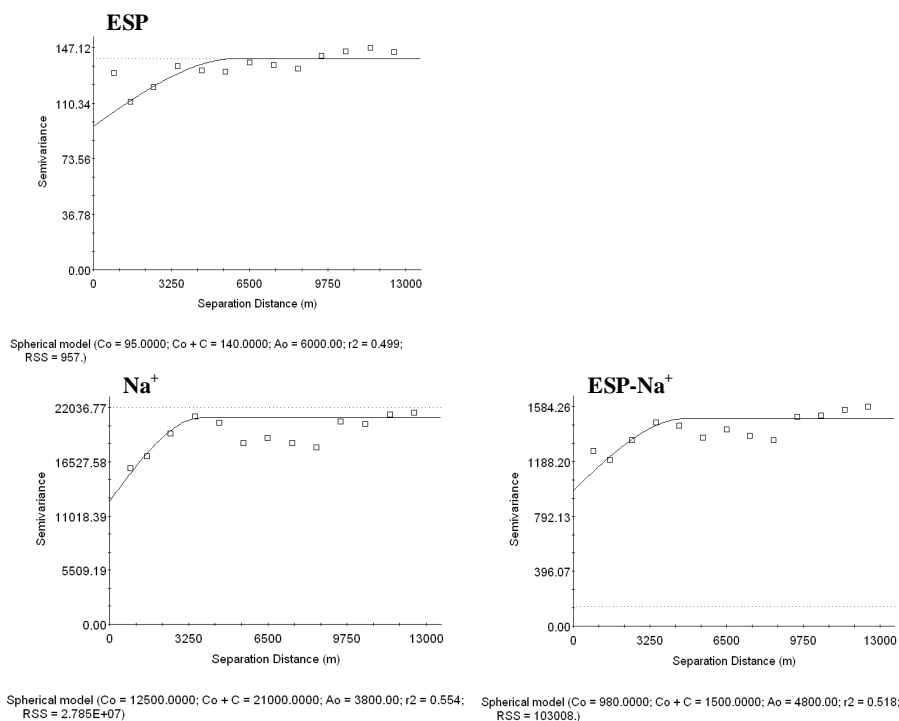


Spherical model ($C_0 = 100.0000$; $C_0 + C = 1897.0000$; $A_0 = 2290.00$; $r_2 = 0.827$; $RSS = 432539$.)



Exponential model ($C_0 = -2.7400$; $C_0 + C = -6.6170$; $A_0 = 4350.00$; $r_2 = 0.623$; $RSS = 8.83$.)

شکل 4- نیم تغییرنمای (عرضی) تجربی (مربع توخالی) و بهترین مدل برازش شده (خط ممتد) pH و Ca²⁺



شکل 5- نیم تغییرنمای (عرضی) تجربی (مربع توخالی) و بهترین مدل برازش شده (خط ممتد) ESP و Na⁺

جدول 4- مشخصات مدل‌های برازش شده بر نیم تغییرنمای (عرضی) تجربی خصوصیات مورد مطالعه

متغیر	مدل ساختار مکانی	اثر قطعه‌ای	آستانه	شعاع تأثیر (m)	100× C ₀ /(C ₀ +C)	کلاس همبستگی مکانی	r ^{2a}	RSS ^b
EC	نمایی	124/4	294/3	3300	42	متوسط	0/436	7194
ln EC	نمایی	0/35	0/747	1020	47	متوسط	-	0/0232
pH	کروی	0/0334	0/0669	5670	50	متوسط	0/785	2/347E-04
ESP	کروی	95	140	6000	68	متوسط	0/499	957
Cl ⁻	نمایی	13000	38000	2550	34	متوسط	0/290	1/49E+08
Na ⁺	کروی	12500	21000	3800	60	متوسط	0/554	2/785E+07
Ca ²⁺	کروی	100	1897	2290	53	متوسط	0/827	432539
EC-Cl ⁻	نمایی	900	3200	2550	28	متوسط	0/496	694668
ESP-Na ⁺	کروی	980	1500	4800	65	متوسط	0/518	103008
pH-Ca ⁺⁺	نمایی	-2/74	-6/617	13050	41	متوسط	0/623	8/83

^a r²: ضریب همبستگی

^b RSS: مجذور مربعات باقی‌مانده

نیز برای تخمین خصوصیات مورد مطالعه استفاده گردید. بهترین تعداد نقاط همسایگی استفاده شده برای تخمین مقادیر مجهول خصوصیات مورد مطالعه بر اساس نتایج حاصل از ارزیابی متقابل، حدود 16 نقطه بوده است. نتایج بدست آمده از ارزیابی متقابل برای برآورد خصوصیات

میان‌یابی خصوصیات مورد مطالعه

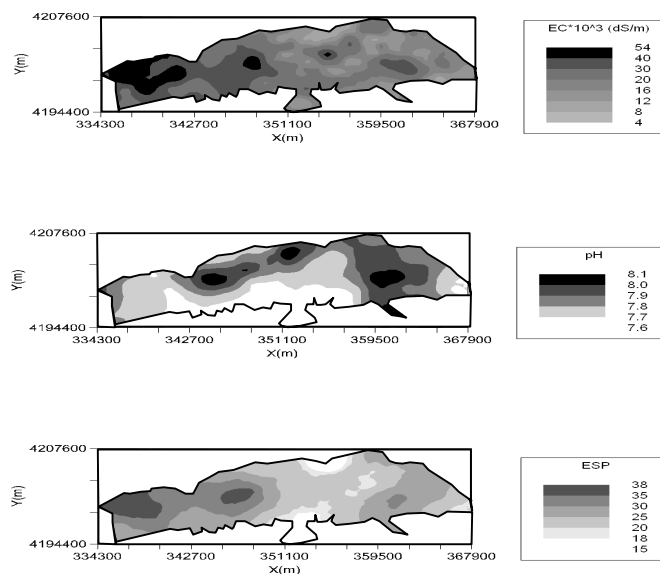
میان‌یابی EC، pH و ESP توسط روش‌های کریجینگ با استفاده از مشخصات بهترین مدل تئوری نیم-تغییرنما که در مرحله قبل بدست آمد، انجام گرفت. برای مقایسه، روش وزندهی عکس فاصله با توان‌های 1 تا 3

افزایشی دارند که این نشان‌دهنده حادثه بودن مشکل شوری و سدیمی در نواحی غربی منطقه است. بنابراین در این مناطق بایستی گیاهان مقاومتر به شوری کشت گردد و یا در صورت امکان عملیات اصلاحی صورت پذیرد. کمتر بودن میزان شوری و قلیائیت در نواحی شرقی می‌تواند به علت وجود رودخانه‌هایی باشد که کمابیش در این ناحیه جریان دارند. مقدار pH خاک نیز در کل منطقه از 7/5 تا حدود 8 متغیر است که البته کمترین مقدار اسیدیته خاک در جنوب منطقه جایی که مقدار EC و ESP خاک نیز کمتر است دیده می‌شود. بخش‌های زیادی از غرب و شمال منطقه بیشترین مقادیر pH را دارا می‌باشند. بطور کلی pH از غرب به شرق منطقه روند افزایشی نشان می‌دهد. نقشه‌های انحراف معیار متناظر با تخمین‌های انجام شده توسط روش کریجینگ معمولی در شکل 7 ارائه شده است.

هر چند که مقادیر انحراف معیار مربوط به هر خصوصیت با یکدیگر متفاوتند، اما مقایسه نقشه‌ها نشان می‌دهد که در هر سه مورد، میزان عدم قطعیت تخمین در مجاورت نقاط نمونه‌برداری حداقل و با فاصله گرفتن از نقاط و نیز در مناطق بدون آمار مانند حواشی مرز و بخش‌هایی از شرق منطقه، حداکثر است. این مناطق معمولاً اولین کاندیدها برای نمونه‌برداری‌های آینده می‌باشند.

خاک (جدول 5)، نشان داد که در مجموع روش کریجینگ معمولی با داشتن حداقل MAE، RMSE و حداکثر ضریب همبستگی (R) بهترین روش تخمین EC، pH و ESP بوده است. هر چند که در مورد pH دقت روش IDW با توان 1 مشابه روش OK است. دلیل عدم بهبود نتایج تخمین علی‌رغم استفاده از متغیر کمکی می‌تواند بدین علت باشد که اولاً تعداد داده‌های مربوط به متغیر اصلی و کمکی یکسان بوده و ثانیاً مدل نیم‌تغییرنمای عرضی بطور عمده دارای شکل یکسانی در مقایسه با نیم‌تغییرنمای متغیر اصلی بوده و نسبت به آن، همبستگی مکانی متقابل قوی‌تری را نشان نداد (ایساک و اسریواستوا، 1989).

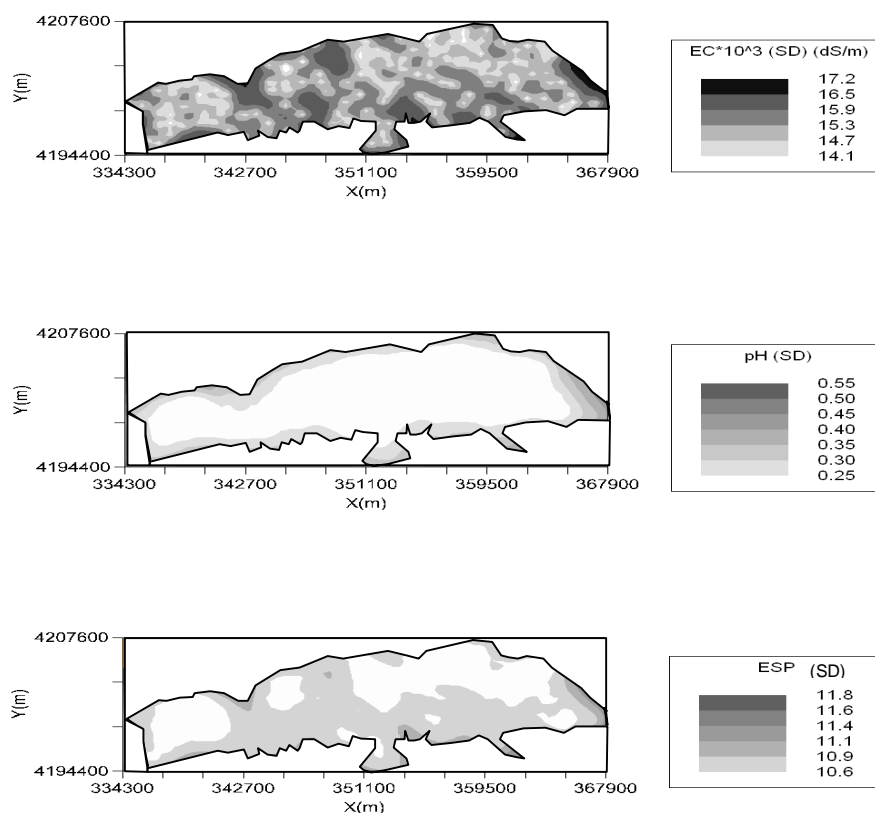
ناکارآمدی روش LOK نیز ممکن است بدلیل نه چندان زیاد بودن چولگی داده‌های متغیر اصلی و یا بدلیل خطاهایی باشد که در فرآیند تبدیل معکوس داده‌ها اضافه می‌گردد (پاتریچ و همکاران، 2005). در شکل 6 نقشه پهنه‌بندی شده هر سه خصوصیت مورد بررسی با استفاده از روش OK نشان داده شده است. نقشه‌های حاصله بخوبی رابطه مهم موجود بین هدایت الکتریکی و درصد سدیم قابل تبادل را نشان می‌دهند. توزیع مقادیر EC و ESP در سطح منطقه موید این است که غالب منطقه کمابیش با مشکل شوری (و سدیمی) روبروست با اینحال مقادیر EC و ESP بطور مشابه از شرق به غرب روند



شکل 6- نقشه تخمین EC، pH و ESP

جدول 5- نتایج ارزیابی متقابل تخمین خصوصیات مورد مطالعه توسط روش‌های میان‌یابی استفاده شده

EC (dS/m)				pH				ESP				روش میان‌یابی
RMSE	MAE	MBE	R	RMSE	MAE	MBE	R	RMSE	MAE	MBE	R	
16/19	13/19	0/50	0/400	0/235	0/183	0/002	0/293	10/83	8/886	0/225	0/402	کریجینگ معمولی
16/38	13/59	-0/55	0/373	-	-	-	-	-	-	-	-	لاگ کریجینگ
16/37	13/74	0/005	0/374	0/237	0/200	0/002	0/268	11/23	9/916	0/165	0/315	کوکر جینگ
16/33	13/40	0/13	0/381	0/235	0/183	0/007	0/300	10/94	8/94	0/48	0/381	IDW-1
16/29	13/36	-0/05	0/386	0/235	0/185	0/009	0/297	11/07	9/11	0/36	0/352	IDW-2
16/29	13/44	-0/15	0/386	0/236	0/190	0/011	0/286	11/18	9/33	0/34	0/327	IDW-3



شکل 7- نقشه انحراف معیار (خطای) تخمین EC، pH و ESP

نتیجه‌گیری

تغییرپذیری زیاد این دو خصوصیت در سطح منطقه مورد مطالعه می‌باشد. از طرفی توزیع داده‌های EC چولگی کمی به سمت راست داشته در حالی که داده‌های pH و ESP تقریباً از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند.

نتایج حاصل از آنالیز آماری نشان داد که هدایت الکتریکی (EC) و درصد سدیم قابل تبادل (ESP) دارای واریانس و ضریب تغییرات بالایی بوده که بیانگر

برآورد شده می‌باشد. بنابراین در مواردی که هدف تنها ارائه یک تصویر کلی از شکل توزیع مکانی یک خصوصیت در سطح منطقه همراه با عدم قطعیت سطح برآورد شده است، روش کریجینگ معمولی که از سهولت و سرعت عمل بیشتری (نسبت به سایر روش‌های کریجینگ) برخوردار است، می‌تواند روش سودمندی باشد. به طور کلی با توجه به کیفیت نسبتاً نامطلوب خاک و کمبود منابع آب در این منطقه، ضرورت اتخاذ تصمیمات مدیریتی مناسب مانند تغییر الگوی کشت و در صورت امکان عملیات اصلاحی جهت حفظ کیفیت خاک زمین‌های کشاورزی موجود در حد مطلوب، احساس می‌گردد.

آنالیز زمین آماری نشان داد که خصوصیات مورد مطالعه از همبستگی مکانی متوسطی در سطح منطقه برخوردارند. همچنین ساختار مکانی EC از مدل نمایی و pH و ESP از مدل کروی تبعیت می‌کند. از طرفی بیشترین دامنه تأثیر مربوط به pH و ESP به میزان حدود 6000 متر و کمترین شعاع تأثیر مربوط به EC به میزان حدود 3000 متر می‌باشد. اگرچه ناهمسان‌گردی شوری و سدیمی حداقل بود اما نقشه‌های کریجینگ درجاتی از روند در جهت غرب به شرق را نشان می‌دهند. نتایج حاصل از ارزیابی متقابل نشان داد که روش کریجینگ معمولی در مجموع از دقت بالاتری نسبت به سایر روش‌ها در تخمین EC، pH و ESP برخوردار است. از طرف دیگر در مقایسه با روش وزن‌دهی عکس فاصله، ویژگی منحصر بفرد کریجینگ، توانایی آن در محاسبه انحراف معیار تخمین بعنوان شاخصی از عدم قطعیت مقادیر

فهرست منابع:

1. بی‌نام. 1384. مطالعات خاکشناسی نیمه‌تفصیلی دقیق منطقه چات. سازمان آب منطقه‌ای مازندران و گلستان. وزارت نیرو.
2. دلبری، م، افراسیاب، پ. 1381. بررسی تغییرات مکانی شوری خاک در مناطق شیب آب و پشت آب پایین دشت سیستان. پژوهش و سازندگی. 15: 34-40.
3. سکوتی اسکوتی، ر. مهدیان، م. ح. محمودی، ش. قهرمانی، ا. 1386. مقایسه کارایی برخی روش‌های زمین‌آماری برای پیش‌بینی پراکنش مکانی شوری خاک. مطالعه‌ی موردی دشت ارومیه. پژوهش و سازندگی. 74: 90-98.
4. Ardahanlioglu, O., T. Oztas, S. Evren, H. Yilmaz, and Z.N. Yildirim. 2003. Spatial variability of exchangeable sodium, electrical conductivity, soil pH and boron content in salt-and sodium affected areas of the Idgir plain (Turkey). *Journal of arid environments*. 54:495-503.
5. Barrett-Lennard, E.G., C.V. Malcolm, W.R. Stern, and S.M. Wilkins. 1986. Forage and Fuel Production from Salt Affected Wasteland. *Proceedings of a Research for Development Seminar, 19-27 May 1984, at Cunderdin, Western Australia*. Elsevier, Amsterdam. 459 pp.
6. Burgess, T.M., and R. Webster. 1980. Optimal interpolation and Isarithmic mapping of soil properties I- The Semi- Variogram and Punctual Kriging *Soil Science Journal* 31:315 -331
7. Cambardella, C.A., T.B. Moorman, J.M. Novak, T.B. Parkin, D.L. Karlen, R.F. Turco, and A.E. Konopka. 1994. Field-scale Variability of soil properties in Central Iowa soils. *Soil Sci.* 58:1501-1511.
8. Cemek, B., M. Guler, K. Kilic, Y. Demir, and H. Arslan. 2007. Assessment of spatial variability in some soil properties as related to soil salinity and alkalinity in Baфра plain in northern Turkey. *Environmental monitoring and assessment*. 124(1-3):223-234.
9. Chien, Y.J., D.Y. Lee, H.Y. Guo, and K.H. Houng. 1997. Geostatistical analysis of soil properties of Mid-West Taiwan soils. *Soil Sci.* 162:291-298.
10. Delbari, M., P. Afrasiab, and W. Loiskandl. 2011. Geostatistical Analysis of Soil Texture Fractions at the Field Scale. *Soil and Water Research*. 6 (4):173-189.
11. Ersahin, S. 2003. Comparing Ordinary Kriging and Cokriging to Estimate Infiltration Rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67:1848-1855.

12. Goovaerts, P. 1997. Geostatistics for natural resources evaluation. Oxford University Press. New York. 483 p.
13. Hajrasuliha, S., N. Baniabbassi, J. Metthey, and D.R.Nielsen 1980 Spatial variability of soil sampling for salinity studies in southwest Iran. *Irrig. Sci.* 1:197-208.
14. Isaaks, E.H. and R.M. Srivastava. 1989. An introduction to applied geostatistics. Oxford University Press. New York. P. 561.
15. Jordán, M.M., J. Navarro–Pedreño, E. García – sánchez, J. Mateu, and P. Juan. 2004. Spatial dynamics of soil salinity under arid and semi-arid conditions: geological and environmental. *Environmental Geology.* 45:448–456.
16. Kilic, K., and S. Kilic. 2007. Spatial variability of salinity and alkalinity of a field having salination risk in semi – arid climate in northern Turkey. *Environ. Monit. Assess.* 127:55–65.
17. Kravchenko, A., and D.G. Bullock. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *Agron. J.* 91:393–400.
18. Li, X., Sh. Zhang, Z. Wang, and H. Zhang. 2004. Spatial variability and pattern analysis of soil properties in Dehui city, Jilin province. *Journal of Geographical Sciences.* 14 (4):503-511.
19. Navarro Pedreno, J., M.M. Jordan, I. Melendez Pastor, I. Gomez, P. Juan, and J. Mateu. 2007. Estimation of soil salinity in semi-arid land using a geostatistical model. *Land Degradation and Development.* 18(3):339-353.
20. Page, A.L., R.H. Miller and D.R. Keeney. 1982. *Methods of Soil Analysis. Part 2 - Chemical and Microbiological Properties*, 2nd Edition. Agronomy Society of America. Madison, WI
21. Patriarche, D., M.C. Castro, and P. Goovaerts. 2005. Estimating regional hydraulic conductivity fields—A comparative study of geostatistical methods. *Mathematical Geology.* 37:587–613.
22. Robertson, G.P. 2000. *GS+: Geostatistics for the environment sciences. GS+ User’s Guide Version 5: Plainwell, Gamma design software.* 200 p.
23. Saito, H., and P. Goovaerts. 2000. Geostatistical interpolation of positively skewed and censored data in a dioxin contaminated site. *Environmental Science and Technology.* 34(19):4228-4235.
24. Tahboub, A.A., B.E. Abbassi, R.A. Ta'any, and G.A. Saffarini. 2007. Spatial variability of topsoil salinity in the lower reaches of Zerka River, Central Jordan Valley. *International journal of food, agriculture and environment.* 5(3-4):368-373.
25. Triantafilis, J., I.O.A. Odeh, and A.B Mc Bratney. 2001. Five geostatistical models to predict soil salinity from electromagnetic induction data across irrigated cotton. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 65:869–878.
26. US Salinity Laboratory Staff. 1954. *Diagnosis and improvement of saline and alkali soils.* Agric Handbook No 60, USDA, US Govt Printing Office, Washington DC
27. Utset, A., M.E. Ruiz, J. Herrera, and D.P. de Leon. 1998. A geostatistical method for soil salinity sample site spacing. *Geoderma.* 86:143–151.
28. Walter, C., and B. McBratney. 2001. Spatial prediction of topsoil salinity in the Chelif valley, Algeria, using local kriging with local variograms versus local kriging with whole-area variogram. *Aust. J. Soil Res.* 39:259-272.
29. Yates, S.R., and A.W. Warrick. 1987. Estimating soil water content using cokriging. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 51:23–30.
30. Zhang, R., D.E. Myers, and A.W. Warrick. 1992. Estimation of the spatial distribution of the soil chemicals using pseudo cross-variograms. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 56:1444–1452.