

کاربرد کریجینگ شاخص و معمولی در مدل کردن کلر آب زیرزمینی

معصومه دلبری*^۱ و پیمان افراسیاب^۲

۱. دانشیار، گروه مهندسی آب، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل، زابل

P_afrafiab@yahoo.com

۲. استادیار، گروه مهندسی آب، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل، زابل

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۳/۲/۲۲

تاریخ وصول مقاله: ۱۳۹۲/۱۰/۰۲

چکیده

از معمول‌ترین مشکلات مرتبط با کیفیت آب در کشاورزی، سمیت ناشی از کلر است. لذا برآورد صحیح میزان کلر و تهیه نقشه‌های احتمال آن بسیار حائز اهمیت است. تخمین گر زمین‌آماری کریجینگ شاخص (IK) نه تنها مستقل از شیوه توزیع داده‌هاست بلکه قادر به مدل کردن میزان قطعی نبودن تخمین نیز است. در این مطالعه کاربرد IK برای تخمین و به خصوص ارزیابی خطای تخمین مقدار کلر آب زیرزمینی به صورت مقایسه‌ای با کریجینگ معمولی (OK) و لاگ کریجینگ (LOK) بیان شده است. نقشه‌های احتمال کلر برای حدود آستانه ۱۰ و ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر با استفاده از IK تهیه شده است. داده‌های کلر مربوط به ۷۶ حلقه چاه آب کشاورزی در دشت کرمان است. نتایج آنالیز نیم‌تغییرنا نشان داد که داده‌های کلر و لگاریتم آن‌ها با مدل ساختار مکانی کروی و شعاع تأثیر به ترتیب برابر با ۴۲ و ۷۲ کیلومتر همبستگی مکانی قوی دارند. همچنین، داده‌های کلر دارای همبستگی مکانی داخل کلاس متوسط تا قوی هستند و نیم‌تغییرناهای شاخص به طور عمده از مدل کروی پیروی می‌کنند. نتایج ارزیابی متقابل نشان داد که روش LOK دارای دقت بیشتری نسبت به روش IK در برآورد مقادیر کلر است. از طرفی واریانس شرطی IK ابزار مناسب‌تری برای ارزیابی خطای تخمین کلر نسبت به واریانس OK و LOK تشخیص داده شد. نقشه‌های احتمال کلر نشان دادند که احتمال تجاوز مقدار کلر از حدود آستانه ۱۰ و ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر در نواحی شمال غرب و غرب منطقه بیشتر است. نقشه‌های احتمال در بسیاری از فرایندهای تصمیم‌گیری از جمله مدیریت منابع آب و به حداقل رساندن ریسک آلودگی منابع ابزار سودمندی به شمار می‌روند.

کلیدواژه

سمیت کلر، قطعی نبودن تخمین، کریجینگ شاخص، نقشه احتمال، واریانس تخمین.

۱. سرآغاز

(and Westcot, 1989). به طور کلی معمول‌ترین سمیت ناشی از یون کلر (Cl⁻) در آب آبیاری است. کلر به وسیله خاک جذب یا نگه داشته نمی‌شود بنابراین، به راحتی با آب و خاک حرکت می‌کند و به وسیله گیاه جذب می‌شود و در جریان تعرق در برگ‌ها تجمع می‌یابد. اگر غلظت کلر در برگ‌ها از حد قابل تحمل گیاه فراتر رود سبب بروز خسارات زیادی از جمله برگ‌سوختگی یا خشک شدن بافت برگ می‌شود (Ayers and Westcot, 1989). تخمین

نوع و مقدار نمک‌های محلول در آب سبب تغییر کیفیت آن برای آبیاری می‌شود. منشأ این نمک‌ها می‌تواند هوازدگی یا انحلال سنگ‌های مادری و خاک شامل انحلال آهک و گچ، هرزآب‌های صنایع و چاه‌های نفت و زه‌آب‌های زهکشی باشد. از جمله مهم‌ترین مشکلات مرتبط با کیفیت آب در کشاورزی فاریاب، شوری، شدت نفوذ آب به خاک و سمیت یون‌های خاص است (Ayers

اعتماد را برای هر زیرمجموعه فراهم کند. روش دیگر این است که داده‌ها را به وسیله یک تابع تبدیل مناسب به اعدادی با توزیع نرمال یا نزدیک به نرمال تبدیل کرد. از جمله متداول‌ترین تبدیل‌ها تبدیل لگاریتمی است که برای داده‌هایی با هیستوگرام دارای چولگی مثبت به کار می‌رود (Saito and Goovaerts, 2000). با وجود این، عمومی‌ترین راه، استفاده از روش کریجینگ شاخص است که بر خلاف معمولی هیچ فرضی راجع به نرمال بودن توزیع داده‌ها در نظر نمی‌گیرد و لزوماً همتای غیرپارامتری کریجینگ معمولی محسوب می‌شود (Journel, 1983). با این اوصاف، کریجینگ شاخص قابلیت فائق آمدن بر هر دو مسئله پارامتری بودن و اثر هموارسازی کریجینگ معمولی را دارد (Journel, 1983). از دیگر ویژگی‌های کریجینگ شاخص، حفظ پیوند بین مقادیر حداقل و حداکثر در سطوح برآورد شده است (Goovaerts, 1997).

به‌رغم کاربرد اصلی زمین‌آمار برای پهنه‌بندی خصوصیات مختلف در علوم آب و خاک، این شاخه از علم به طور فزاینده‌ای برای ارزیابی قطعی نبودن تخمین استفاده می‌شود (Goovaerts, 2001). از جمله ویژگی‌های خاص کریجینگ معمولی (و لگاریتم آن) فراهم کردن واریانس تخمین در هر نقطه از شبکه تخمین است که معیاری از میزان اطمینان در سطح برآورد شده را ارائه می‌دهد. از کاربردهای واریانس کریجینگ می‌توان تعیین بهترین شبکه نمونه‌برداری با مقایسه دامنه‌ای از فواصل نمونه‌گیری و حداکثر واریانس کریجینگ مربوط به هر یک اشاره کرد (McBratney and Webster, 1981; Lloyd and Atkinson, 1999). با وجود این، واریانس تخمین کریجینگ مستقل از مقادیر داده‌های متغیر است و فقط به موقعیت قرارگیری داده‌ها و پارامترهای مدل نیم‌تغییرنا بستگی دارد (Lloyd and Atkinson, 1999). بنابراین، به جز در شرایط همگنی واریانس^۴ و نرمال بودن توزیع خطاهای تخمین، کریجینگ معمولی (یا لوگ نرمال کریجینگ) قادر به ارائه تصویر قابل

کلر آب زیرزمینی با در دسترس بودن تعداد معدودی داده اندازه‌گیری شده کلر، نیازمند به‌کارگیری برخی روش‌های میان‌یابی است. کریجینگ^۱ یک تخمین‌گر میانگین وزنی است که در آن، وزن‌ها بر اساس مدل برازش شده به یک تابع مانند نیم‌تغییرنا^۲ که تغییرات مکانی متغیر را بیان می‌کند، تعیین می‌شوند. کریجینگ معمولی که به آن بهترین تخمین‌گر خطی نارایب (BLUE)^۳ نیز می‌گویند (Journel and Huijberts, 1978)، متداول‌ترین نوع کریجینگ است که در علوم مختلف از جمله خاک و آب کاربرد زیادی دارد (Burgess and Webster, 1980). در ایران نیز در مطالعات متعددی از نیم‌تغییرنا و تخمین‌گر کریجینگ معمولی به ترتیب برای بررسی تغییرات مکانی و میان‌یابی خصوصیات کیفی آب زیرزمینی استفاده شده است (دلبری و همکاران، ۱۳۸۹؛ رضایی و همکاران، ۱۳۸۹؛ حشمتی و بیگی‌هرچگانی، ۱۳۹۱). با وجود این، کریجینگ معمولی مانند هر تخمین‌گر خطی دیگر مثل روش وزن‌دهی معکوس فاصله به هموارسازی جزئیات تمایل دارد و قادر به بازتولید الگوی واقعی توزیع مکانی داده‌ها نیست. بنابراین، استفاده از روش کریجینگ معمولی برای متغیرهایی با توزیع فراوانی دارای چولگی زیاد توصیه نمی‌شود. از طرف دیگر، بسیاری از خصوصیات خاک در علوم زمین به علت تعداد اندکی مقادیر بسیار بزرگ یا کوچک در بین مقادیر آن‌ها، از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. این مقادیر کوچک یا بزرگ ممکن است خلاصه آماری متغیر مانند میانگین، واریانس یا شاخص‌های اندازه‌گیری همبستگی مکانی (مثل نیم‌تغییرنا) را تحت تأثیر قرار دهند. روش‌های مختلفی برای از بین بردن یا تعدیل اثر نامطلوب این مقادیر وجود دارد (Goovaerts, 1997). راه اول این است که مقادیر پرت از مجموعه اعداد حذف شوند، البته به شرطی که نادرست بودن آن‌ها آشکار شده باشد. راه دوم این است که این دسته از اعداد را تحت یک جامعه آماری جدا مطالعه کرد البته به شرطی که تراکم داده‌ها به حدی باشد که اجازه استخراج آماره‌های قابل

الکتريکی استفاده شد (Dash et al., 2010). Piccini و همکاران (۲۰۱۲) نیز از روش کریجینگ شاخص برای تهیه نقشه‌های احتمال نیترات آب زیرزمینی در دشت فوجینو در مرکز ایتالیا استفاده کردند. آن‌ها بیان کردند که این نقشه‌ها می‌توانند برای مشخص کردن مناطق مستعد به آلودگی نیترات آب زیرزمینی ابزار سودمندی باشند.

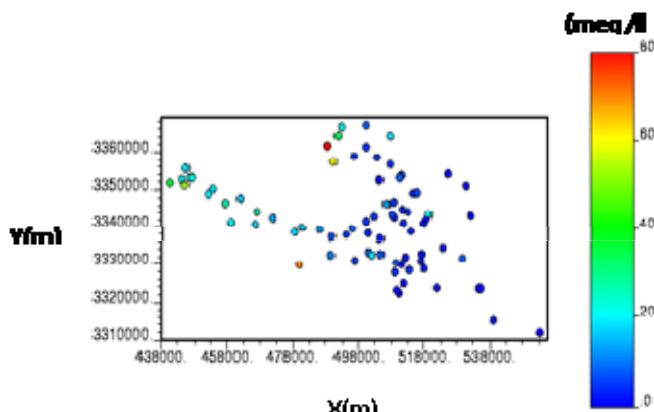
روش کریجینگ شاخص به خصوص از لحاظ توانایی آن در مدل‌کردن قطعی نبودن تخمین در دنیا مورد توجه زیادی قرار گرفته، اما در ایران کمتر مورد توجه متخصصان بوده است. بنابراین، هدف از این تحقیق علاوه بر فراهم کردن مختصری از مبانی تئوری روش کریجینگ شاخص، مقایسه آن با روش‌های کریجینگ معمولی و لاگ کریجینگ برای پهنه‌بندی و به‌ویژه ارزیابی میزان قطعی نبودن تخمین کلر آب زیرزمینی در منطقه دشت کرمان است. همچنین، نقشه‌های احتمال کلر نیز با استفاده از روش کریجینگ شاخص محاسبه و ارائه می‌شوند. این نقشه‌ها در فرایندهای تصمیم‌گیری مانند تعیین مناطق با ریسک بیشتر سمیت کلر ابزار سودمندی به شمار می‌روند.

۲. مواد و روش‌ها

۲.۱. موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه و داده‌های استفاده شده

این مطالعه در منطقه‌ای از دشت کرمان که از لحاظ موقعیت جغرافیایی بین عرض‌های $30^{\circ} 15'$ و $30^{\circ} 30'$ شمالی و طول‌های $57^{\circ} 00'$ و $57^{\circ} 15'$ شرقی قرار دارد، صورت گرفته است. سطح مورد مطالعه از لحاظ آب و هوایی در منطقه خشک و نیمه‌خشک قرار گرفته است. متوسط ارتفاع دشت از سطح دریا ۱۷۵۵ متر است. به علت کمبود منابع آب سطحی، بخش عمده آب مورد نیاز کشاورزی از منابع آب زیرزمینی به ویژه آب چاه‌ها تأمین می‌شود. با توجه به اهمیتی که کیفیت آب آبیاری از جمله یون کلر در میزان عملکرد گیاه دارد، تغییرات مکانی میزان کلر آب زیرزمینی در سال ۱۳۸۷ بررسی شد.

قبولی از قطعی نبودن سطح برآورد شده نیست (Goovaerts, 1997). در مقابل، کریجینگ شاخص می‌تواند برای مدل‌کردن قطعی نبودن تخمین با در نظر گرفتن مقادیر داده‌های واقعی علاوه بر موقعیت قرارگیری آن‌ها به کار رود. در واقع به جای برآورد فقط یک مقدار به‌منزله، قطعی نبودن تخمین متغیر در یک نقطه نمونه برداری نشده، کریجینگ شاخص یک تابع توزیع تجمعی شرطی^۵ (ccdf) متناظر با هر نقطه شبکه تخمین را برآورد می‌کند. برای این کار در این روش ابتدا متغیر مورد مطالعه به دو کد ۰ و ۱ بر اساس یک سری حدود آستانه معلوم تبدیل می‌شود. سپس، ccdf در هر نقطه از شبکه بر اساس رفتار و ساختار همبستگی داده‌های کدبندی شده در همسایگی نقطه مزبور تقریب زده می‌شود (Journel, 1983). ccdf-های به‌دست آمده برای تولید نقشه‌های تخمین و مهم‌تر از آن ابزارهای ارزیابی میزان قطعی نبودن تخمین مانند نقشه‌های احتمال که در بسیاری از فرایندهای تصمیم‌گیری استفاده می‌شوند، به کار می‌روند (Goovaerts et al., 1997; Mohammadi et al., 1997; Dammer et al., 1999; van Meirvenne and Goovaerts, 2001; Delbari, 2007). Jang و همکاران (۲۰۰۸) و Jang (۲۰۱۲) برای ارزیابی کیفیت آب زیرزمینی از نظر مناسب بودن برای آبیاری از روش کریجینگ شاخص چندمتغیره استفاده کردند. Adhikary و همکاران (۲۰۱۰) روش‌های کریجینگ معمولی و شاخص را برای تهیه نقشه‌های پارامترهای کیفی آب زیرزمینی از جمله کلراید به کار بردند. آن‌ها گزارش کردند که کریجینگ شاخص، روش سودمندی برای ارزیابی ریسک آلودگی آب زیرزمینی از طریق فراهم کردن نقشه‌های احتمال است. Adhikary و همکاران (۲۰۱۱) همچنین از روش‌های کریجینگ شاخص و احتمال برای ایجاد نقشه‌های احتمال فلزات سنگین در آب زیرزمینی در منطقه نجفگر در دهلی هند استفاده کردند. در پژوهش دیگری روش کریجینگ شاخص برای مدل‌کردن قطعی نبودن تخمین از طریق تولید نقشه‌های احتمال پارامترهای کیفی آب زیرزمینی مانند کلر و هدایت



شکل ۱. موقعیت محل‌های اندازه‌گیری کلر آب زیرزمینی و توزیع مقادیر اندازه‌گیری شده کلر در سطح منطقه

در این معادله، مقدار تخمین زده شده $Z(x_0)$ در موقعیت x_0 وزن نسبت داده شده به متغیر Z در نقطه x_i و n تعداد نقاط همسایگی است. جمع وزن‌های اختصاص داده شده به مقادیر معلوم (λ_i)، بایستی برابر واحد شود. همچنین، محاسبه اوزان بایستی به گونه‌ای باشد که حداقل واریانس کریجینگ فراهم شود.

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

رابطه (۲)

که در اینجا $\gamma(x_i, x_j)$ مقدار نیم‌تغییر نما بین تمام جفت مقادیر معلوم، μ ضریب لاگرانژین برای به حداقل رساندن واریانس کریجینگ و $\gamma(x_i, x_0)$ مقدار نیم‌تغییر نما بین موقعیت مورد تخمین (x_0) و n آمارین نقطه نمونه برداری شده است. با فرض $N(h)$ جفت نقطه که به فاصله h از یکدیگر قرار گرفته‌اند، نیم‌تغییر نما تجربی $\gamma^*(h)$ متناظر با آن، از فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}^2 \quad (3)$$

که در آن $Z(x_i)$ و $Z(x_i + h)$ به ترتیب مقدار مشاهده شده متغیر در نقاط x_i و $x_i + h$ به شمار می‌روند.

واریانس کریجینگ در نقطه x_0 عبارت است از:

برای این منظور از ۷۶ حلقه چاه مشاهده‌ای که در سطح دشت کرمان پراکنده بودند (شکل ۱)، نمونه برداری آب صورت گرفت. خصوصیات کیفی آب از جمله کلر از تجزیه شیمیایی نمونه‌های آب زیرزمینی در آزمایشگاه اندازه‌گیری شدند. آستانه تحمل گیاهان مختلف به میزان غلظت یون کلر متفاوت است، اما به طور کلی برای گیاهان حساس، ماکزیمم غلظت قابل قبول کلر آب طبق راهنمای تفسیر کیفیت آب آبیاری ارائه شده از سوی Ayers و Westcot در سال ۱۹۸۹، ۱۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر است. بنابراین، در این مطالعه از حد آستانه ۱۰ و ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر برای تولید نقشه احتمال سمیت یون کلر استفاده می‌شود. نقشه ریسک یا احتمال نقشه‌ای است که در آن احتمال اینکه میزان غلظت کلر آب زیرزمینی در هر نقطه از سطح مورد مطالعه از آستانه (۱۰ یا ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر) بیشتر باشد، ارائه می‌شود.

۲.۲. کریجینگ معمولی

در روش کریجینگ معمولی (OK) مقدار متغیر در هر نقطه نمونه برداری نشده با استفاده از یک متوسط‌گیری متحرک وزنی خطی مقادیر اندازه‌گیری شده در همسایگی نقطه مورد نظر تخمین زده می‌شود (Isaaks and Srivastava, 1989):

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

ج) تابع توزیع تجمعی شرطی (ccdf) در هر نقطه نمونه برداری نشده مانند نقطه (x_0) با استفاده از پارامترهای مدل های نیم تغییر نماهای شاخص با روش کریجینگ معمولی برآورد می شود.

$$F(x_i; z_k | (n)) = I^*(x_i; z_k) = \sum_{i=1}^n \lambda_i I(x_i; z_k) \quad \text{رابطه (۷)}$$

که در آن مقدار برآورد شده شاخص I در نقطه x_0 و λ_i مقدار وزن نسبت داده شده به مقدار شاخص I در نقطه x_i واقع در همسایگی نقطه مورد تخمین است. علامت $|n)$ به معنی مشروط به داده های مشاهده شده است.

توابع احتمال منفصل برآورد شده بایستی بین هر دو قسمت cdf درونیابی و در ماورای حداقل و حداکثر مقادیر، برون یابی شوند تا تابع توزیع تجمعی پیوسته ای که دربر گیرنده تمام دامنه اعداد محتمل متغیر مورد نظر باشد، فراهم شود. ccdf های برآورد شده از طریق روش کریجینگ شاخص به طور مستقیم با تخمین های حاصله از انواع دیگر روش های کریجینگ مانند کریجینگ معمولی قابل مقایسه نیستند بلکه لازم است تا روی این ccdf ها فرایندهای ثانوی انجام شود تا تخمین های نوع E^* که با تخمین های کریجینگ معمولی قابل مقایسه اند، حاصل شوند. همچنین، در این مرحله معیارهای ارزیابی میزان قطعی بودن تخمین از جمله واریانس شرطی^۹ کریجینگ شاخص و احتمال بیشتر یا کمتر از حد آستانه داده شده، قابل محاسبه اند.

در عمل گاهی از کریجینگ شاخص میانه^{۱۰} به جای کریجینگ شاخص (کامل) استفاده می شود. کریجینگ شاخص میانه در واقع نوع ساده شده ای از کریجینگ شاخص است که در آن فرض می شود پیوستگی مکانی شاخص ها در حدود مختلف، برابر پیوستگی مکانی شاخص های مربوط به حدی است که متناظر با میانه توزیع فراوانی داده هاست. در این تحقیق از هر دو روش کریجینگ شاخص کامل و میانه استفاده شده است.

$$\sigma^2(x_i) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_i) + \mu \quad \text{رابطه (۴)}$$

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

۳.۲. کریجینگ شاخص

همان طور که پیش تر ذکر شد کریجینگ شاخص (IK) با استفاده از مقادیر اندازه گیری شده متغیر در همسایگی نقطه مورد برآورد، احتمال مقادیر متغیر را که بالاتر از حد آستانه معلوم است تعیین می کند. مراحل اجرای روش کریجینگ شاخص به اختصار در زیر آمده است. جزئیات بیشتر در منابع مختلف از جمله Goovaerts (1997)، Deutsch و Journal (1998) و Goovaerts (2009) آمده است.

الف) مقادیر متغیر بر اساس حد یا حدود آستانه داده شده به مقادیر شاخص تبدیل می شوند. بدین ترتیب که به مقادیر اصلی اگر از حد آستانه کوچک تر باشند، کد ۱ و اگر بزرگ تر باشند، کد صفر تعلق می گیرد.

$$I(x; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } Z(x) \leq z_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad k = 1, \dots, K \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در آن $I(x; z_k)$ متغیر شاخص، z_k حد آستانه و K تعداد کل آستانه هاست. مقادیر آستانه ها بایستی بین حداقل و حداکثر مقادیر واقعی متغیر مورد نظر قرار گیرند. از متداول ترین روش ها برای انتخاب آستانه ها که در این مطالعه نیز دنبال شده، انتخاب آن ها بر اساس دهه های توزیع فراوانی داده های متغیر است.

ب) نیم تغییر نما تجربی داده های تبدیل یافته مربوط به هر حد آستانه مطابق زیر محاسبه و بهترین مدل ثوری بر آن برازش می شود.

$$\text{رابطه (۶)}$$

$$\gamma_I^*(h) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{N(h)} [I(x_i; z_k) - I(x_i + h; z_k)]^2}$$

۴. نتایج و بحث

۴.۱. آنالیز آماری و زمین‌آماري

هیستوگرام فراوانی و خلاصه آماری داده‌های کلر آب زیرزمینی (با و بدون در نظر گرفتن لگاریتم داده‌ها) در شکل ۲ ارائه شده است. همان‌طور که از شکل توزیع فراوانی پیداست، داده‌های کلر چولگی مثبت و ضریب تغییرات بالایی دارند. با گرفتن لگاریتم از داده‌های خام، توزیع داده‌ها تقریباً نرمال (ضریب چولگی بسیار کاهش یافته است) و ضریب تغییرات نیز کمتر شده است. از طرفی، در این حالت مقدار میانگین به میانه بسیار نزدیک شده است. این نتایج حاکی از آن است که میزان کلر به صورت لوگ نرمال در سطح مورد مطالعه توزیع شده است.

برای بررسی همبستگی مکانی داده‌های کلر، نیم‌تغییرنمای تجربی داده‌های خام و لگاریتمی شده محاسبه و بهترین مدل تئوری برای استفاده در دستگاه کریجینگ بر آن‌ها برازش داده شد (شکل ۳). شایان یادآوری است که رسم نیم‌تغییرنمای کلر در چندین جهت مختلف نشان داد که در تغییرات جهت‌دار پیوستگی مکانی وجود ندارد. مشخصات مدل برازش شده بر نیم‌تغییرنمای همسان‌گرد کلر در جدول ۱ ارائه شده است. نسبت کم اثر قطعه‌ای به آستانه نیم‌تغییرنما (جدول ۱ و شکل ۳) نشان می‌دهد که داده‌های کلر و لگاریتم آن‌ها در سطح مورد مطالعه همبستگی مکانی بالایی دارند. با این حال نیم‌تغییرنمای داده‌های تبدیل‌یافته دارای نوسانات کمتر و شعاع همبستگی بالاتری است. بنابراین، به نظر می‌رسد استفاده از روش لوگ نرمال کریجینگ سبب بهبود تخمین کلر شود. از طرف دیگر، مدل ساختار مکانی داده‌های کلر و لگاریتم آن‌ها هر دو از مدل کروی تبعیت می‌کند. برای اجرای روش کریجینگ شاخص ۹ آستانه $1/3$ ، $2/4$ ، $3/4$ ، $4/4$ ، 5 ، $7/4$ ، $12/7$ ، 18 و 24 (meq/lit) به ترتیب متناظر با 10 ، 20 ، 30 ، 40 ، 50 ، 60 ، 70 ، 80 و 90 درصد توزیع تجمعی داده‌های کلر انتخاب شدند.

در این مطالعه برای محاسبه نیم‌تغییرنمای (شاخص) تجربی و برازش مدل تئوری نیم‌تغییرنما از نرم‌افزار GS+ (Robertson, 2000) استفاده شد. اجرای روش‌های کریجینگ و تهیه نقشه‌ها با استفاده از نرم‌افزار GSLIB (Deutsch and Journel, 1998) انجام شد.

۳. ارزیابی نتایج تخمین

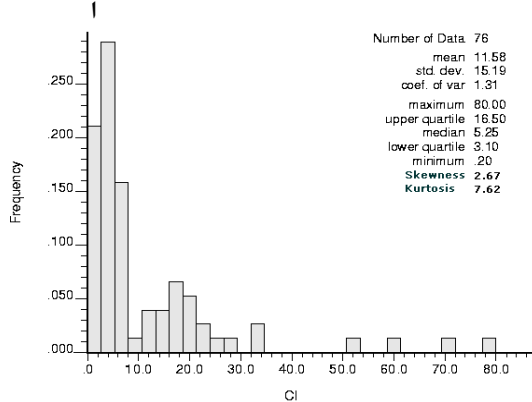
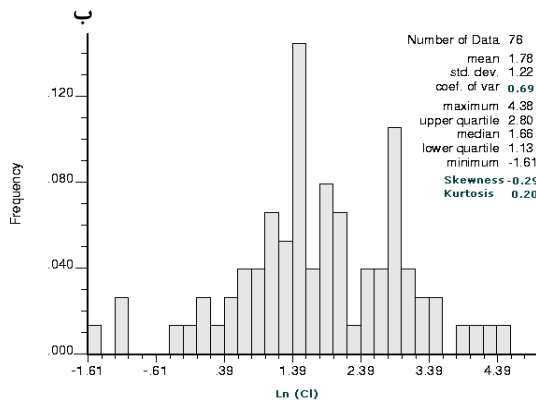
روش ارزیابی استفاده‌شده در این مطالعه ارزیابی متقابل^{۱۱} (Isaaks and Srivastava, 1989) است. در این روش مقادیر مشاهده‌شده متغیر مورد مطالعه $(Z(x_i))$ ، یکی یکی از مجموعه مشاهدات حذف و هر بار روش کریجینگ با استفاده از داده‌های باقی‌مانده اجرا می‌شود تا مقداری برای عدد حذف‌شده برآورد شود $(Z^*(x_i))$. در نهایت مقادیر واقعی با مقادیر تخمین‌زده‌شده متناظر با خود مقایسه می‌شوند. برای مقایسه، سه معیار مختلف متوسط خطا (ME) ^{۱۲}، متوسط قدرمطلق خطا (MAE) ^{۱۳} و جذر میانگین مربعات خطا $(RMSE)$ ^{۱۴} استفاده شد (Isaaks and Srivastava, 1989).

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - Z(x_i)) \quad \text{رابطه (۸)}$$

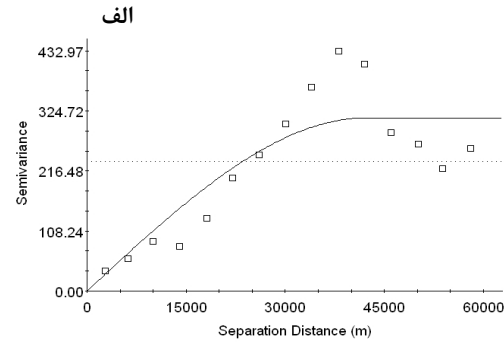
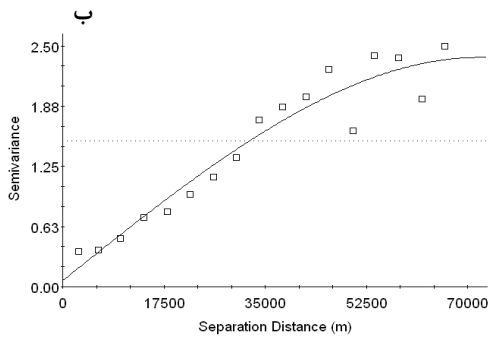
$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |Z^*(x_i) - Z(x_i)| \quad \text{رابطه (۹)}$$

$$RMSE = \sum_{i=1}^n \sqrt{\frac{(Z^*(x_i) - Z(x_i))^2}{n}} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

در معادلات بالا، n عبارت از تعداد داده‌های استفاده‌شده است. این سه معیار اطلاعات مختلفی راجع به درجه اعتبار نتایج تخمین فراهم می‌کنند. ME متوسط انحراف روش را نشان می‌دهد و البته نباید به تنهایی به‌منزله شاخصی از دقت روش به کار رود، زیرا مقادیر مثبت و منفی یکدیگر را خنثی می‌کنند. MAE مقدار خطای روش را نشان می‌دهد. $RMSE$ مقدار انحراف میانگین و واریانس را نشان می‌دهد. به طور کلی بهترین روش آن است که کمترین مقدار ME (بدون در نظر گرفتن علامت)، MAE و $RMSE$ را داشته باشد.



شکل ۲. هیستوگرام فراوانی داده‌های کلر (الف) بدون لگاریتم و (ب) با لگاریتم داده‌ها



شکل ۳. نیم تغییرنمای تجربی همسان گرد (مربع توخالی) و مدل تئوری برازش شده (خط ممتد) با داده‌های خام (الف) و با داده‌های لگاریتمی شده (ب) کلر (meq/lit)

جدول ۱. مشخصات مدل‌های برازش داده شده بر نیم تغییرنماهای (شاخص) تجربی کلر (meq/lit)

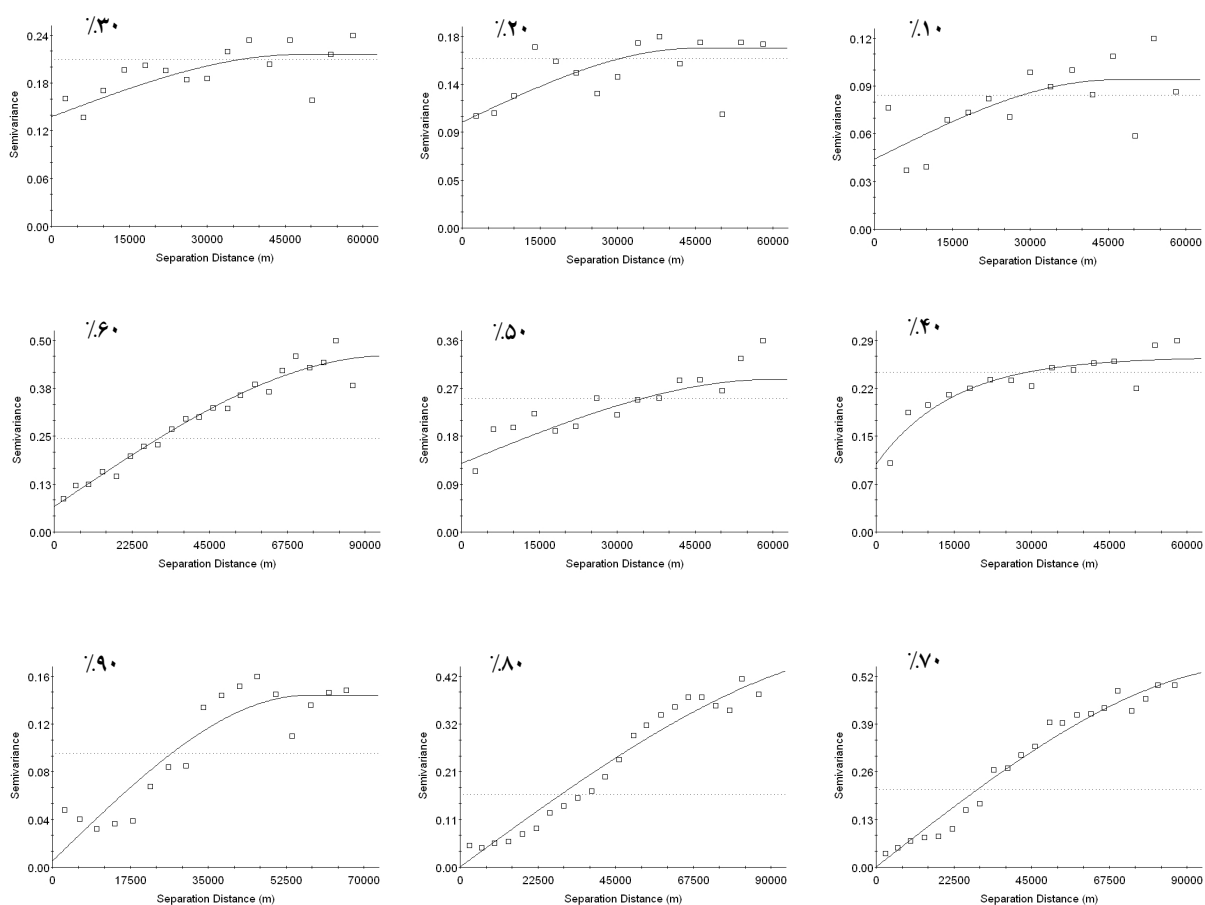
متغیر	مدل ساختار مکانی	اثر قطعه‌ای	آستانه	شعاع تأثیر (متر)	$\times 100 \left(\frac{C_0}{C_0 + C} \right)$	همبستگی مکانی کلاس	r^2	**RSS
Cl	کروی	۰/۱	۳۱۲/۳	۴۲۴۰۰	۰/۰۳	قوی	۰/۷۶۵	۵۴۴۷۳
ln Cl	کروی	۰/۰۶۴۰	۲/۳۸۵	۷۲۲۰۰	۲/۶۸	قوی	۰/۹۲۵	۰/۶۶۹
شاخص ۱۰٪	کروی	۰/۰۴۴۳	۰/۰۹۴۶	۴۶۲۰۰	۴۶/۸۳	متوسط	۰/۴۴۹	۰/۰۰۴۲
شاخص ۲۰٪	کروی	۰/۱	۰/۱۷	۴۵۰۰۰	۵۸/۸۲	متوسط	۰/۳۵۶	۰/۰۰۷۴
شاخص ۳۰٪	کروی	۰/۱۴	۰/۲۲	۴۸۰۰۰	۶۳/۶۴	متوسط	۰/۴۷۴	۰/۰۰۷۵
شاخص ۴۰٪	نمایی	۰/۱۰۴۱	۰/۲۶۸۲	۴۵۰۰۰	۳۸/۸۱	متوسط	۰/۸۲۸	۰/۰۰۵
شاخص ۵۰٪	کروی	۰/۱۳	۰/۲۹	۶۰۰۰۰	۴۴/۸۳	متوسط	۰/۷۸۹	۰/۰۱۴
شاخص ۶۰٪	کروی	۰/۰۶۶	۰/۴۶	۹۷۱۰۰	۱۴/۳۵	متوسط	۰/۹۶	۰/۰۱۲۷
شاخص ۷۰٪	کروی	۰/۰۰۱	۰/۵۵۳	۱۱۱۷۰۰	۰/۱۸	قوی	۰/۹۷۱	۰/۰۱۷۴
شاخص ۸۰٪	کروی	۰/۰۰۱	۰/۴۸۳	۱۳۰۰۰۰	۰/۲۱	قوی	۰/۹۵۷	۰/۰۱۶۸
شاخص ۹۰٪	کروی	۰/۰۰۵۱	۰/۱۴۴۲	۵۷۰۰۰	۳/۵۴	قوی	۰/۸۳۲	۰/۰۰۶۳

* r^2 : ضریب همبستگی
 **RSS: مجذور مربعات باقیمانده

۲.۴. تخمین و ارزیابی قطعی نبودن تخمین

نتایج ارزیابی متقابل تخمین کلر آب زیرزمینی با استفاده از روش‌های کریجینگ معمولی، لوگ نرمال کریجینگ، کریجینگ شاخص میانه (در آن فقط حد آستانه متناظر با ۵۰ درصد داده‌های کلر در نظر گرفته شده است) و شاخص کامل در جدول ۲ ارائه شده است. بر اساس این نتایج روش لوگ نرمال کریجینگ با داشتن کمترین مقدار MAE و RMSE و بیشترین ضریب همبستگی بین داده‌های واقعی و برآوردشده (R)، بهترین روش تخمین میزان کلر آب زیرزمینی محسوب می‌شود.

سپس، مقادیر کدبندی شده کلر متناظر با هر آستانه با توجه به فرمول ۵ تعیین و نیم‌تغییرنمای تجربی مربوط به هر یک محاسبه شد. پس از آن بهترین مدل از لحاظ دارا بودن بالاترین مقدار R^2 و کمترین مقدار RSS بر نقاط نیم‌تغییرنما برازش شد (شکل ۴). مشخصات مدل‌های برازش شده بر نیم‌تغییرنمای شاخص در جدول ۱ آمده است. نیم‌تغییرنمای شاخص با پیروی کردن از مدل ساختار مکانی کروی، همبستگی مکانی داخل کلاس متوسط (برای آستانه‌های متناظر با ۱۰ تا ۵۰ درصد توزیع فراوانی تجمعی داده‌ها) تا بالایی (برای آستانه‌های متناظر با ۶۰ تا ۹۰ درصد توزیع فراوانی تجمعی داده‌ها) نشان دادند.



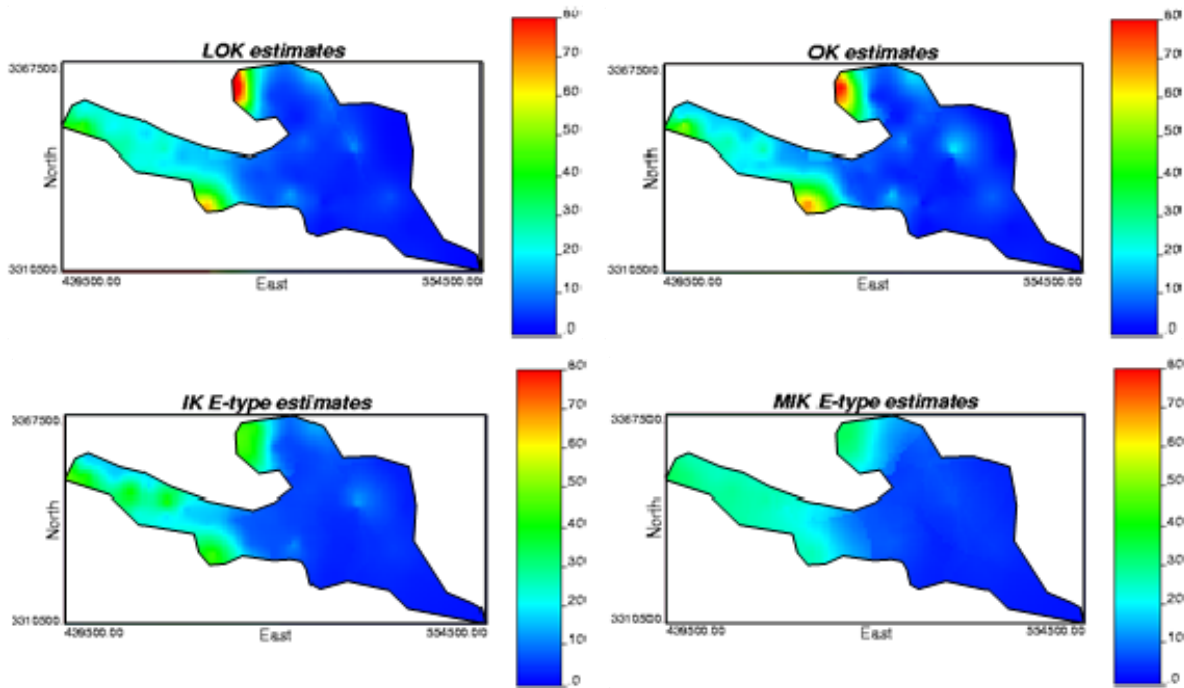
شکل ۴. نیم‌تغییرنمای شاخص تجربی (مربع توخالی) و بهترین مدل تئوری برازش شده (خط ممتد) متناظر با آستانه‌های انتخاب شده

جدول ۲. نتایج ارزیابی متقابل تخمین کلر (meq/lit)

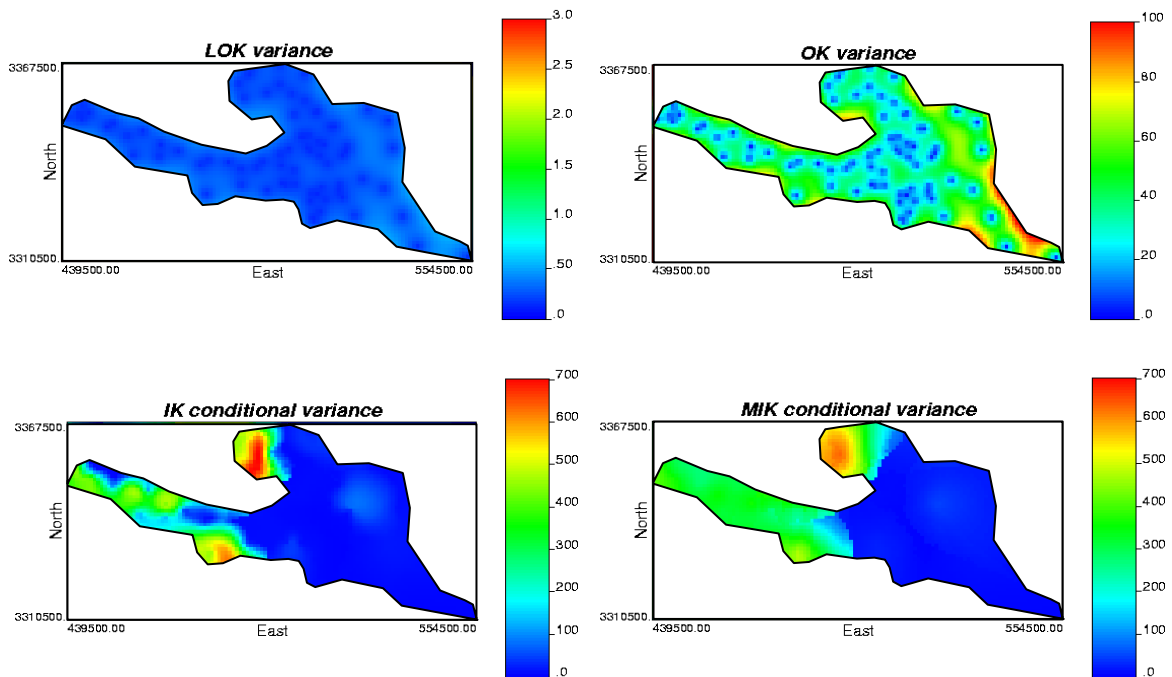
انحراف معیار مقادیر برآورد شده	میانگین مقادیر برآورد شده	R	RMSE	MAE	ME	روش میان یابی
۱۱/۰۶	۱۱/۰۷	۰/۷۳۶	۱۰/۲۹	۵/۷۳	-۰/۵۱	کریجینگ معمولی (OK)
۱۰/۹	۱۱/۱	۰/۷۵۷	۹/۹۶	۵/۵۵	-۰/۴۸	لاگ کریجینگ (LOK)
۹/۴۸	۱۱/۰۹	۰/۶۰۹	۱۲/۰۶	۶/۶۸	-۰/۴۹	کریجینگ شاخص میانه (MIK)
۱۱/۰۳	۱۱/۳۲	۰/۶۵۲	۱۱/۵۷	۶/۴۲	-۰/۲۶	کریجینگ شاخص کامل (IK)

در کنار مسئله تخمین، یکی از اهداف اصلی این تحقیق ارزیابی میزان قطعی نبودن داده‌های برآورد شده است. در این راستا برای هر مقدار کلر برآورد شده از طریق روش کریجینگ معمولی و لاگ کریجینگ در هر نقطه شبکه تخمین (شکل ۵)، واریانس مرتبط با آن نیز محاسبه شد (شکل ۶). مطالعه همزمان نقشه واریانس تخمین و نقشه تخمینی کلر معیاری از قطعی نبودن مقادیر برآورد شده را ارائه می‌دهد. بدین ترتیب هر جا واریانس (یا جذر آن انحراف معیار) کمتر باشد، مقدار کلر برآورد شده در آن نقطه از خطای کمتری برخوردار است. در مجموع هر دو روش کریجینگ معمولی و لاگ کریجینگ مقدار خطای تخمین را در محل مشاهدات و نزدیک آن‌ها، کمتر و هر چه فاصله بیشتر می‌شود و در نقاط بدون آمار (مانند نواحی جنوب شرقی منطقه) بیشتر نشان می‌دهند. این نکته بار دیگر وابستگی واریانس کریجینگ را به موقعیت قرارگیری مشاهدات و نه مقدار واقعی آن‌ها نشان می‌دهد. در مقابل نقشه‌های واریانس شرطی تولید شده به وسیله روش کریجینگ شاخص میانه و کامل (شکل ۶) وابستگی واریانس برآورد شده به مقادیر کلر را علاوه بر موقعیت جغرافیایی آن‌ها نشان می‌دهند. برای مثال، مقایسه نقشه‌های واریانس شرطی تولید شده با نقشه موقعیت چاه‌ها (شکل ۱) نشان می‌دهد واریانس تخمین در نقاطی که مقدار کلر اندازه‌گیری شده کم است، کمترین و در نواحی‌ای که مقادیر اندازه‌گیری شده بالاست و در محل تلاقی مقادیر کوچک و بزرگ، بیشترین است.

از طرفی مقایسه میانگین و انحراف معیار مقادیر برآورد شده (جدول ۲) نسبت به واقعی (شکل ۲) نشان می‌دهد تمامی روش‌ها نارایب (میانگین برآورد شده مشابه میانگین واقعی است) و همگی دارای خاصیت هموارسازی (انحراف معیار برآوردی کمتر از همتای واقعی آن است) بودند. با این حال بر اساس جدول ۲، روش کریجینگ شاخص (کامل و میانه) برخلاف انتظار از لحاظ دقت تخمین در رده‌های سوم و چهارم بعد از روش‌های لاگ کریجینگ و کریجینگ معمولی قرار گرفتند. یکی از دلایل احتمالی، نبود داده‌های کافی در برخی کلاس‌ها مانند کلاس مربوط به ۹۰ درصد منحنی فراوانی داده‌ها است. در واقع هر چند کریجینگ شاخص به تعداد آستانه‌های زیادی برای تأمین دقت مطلوب نیاز دارد، با وجود تنها تعداد اندکی (در اینجا ۷۶) داده، به نظر می‌رسد انتخاب ۹ آستانه، انتظار بیش از حدی از داده‌ها بوده است. همچنین، روش استفاده شده برای میان‌یابی بین cdfهای مجزا که در این تحقیق میان‌یابی خطی بین باندهای جدول بندی شده^{۱۵} (Deutsch and Journel, 1998) بوده است، نیز می‌تواند در دقت تخمین کریجینگ شاخص تأثیر گذارد (Goovaerts, 2009). علت دیگر می‌تواند مربوط به روند افزایشی کلر از شرق به غرب منطقه باشد که اجازه استخراج نیم‌تغییرنماهای شاخص قابل اعتبار را نمی‌دهد (Lloyd and Atkinson, 1999). نقشه‌های کلر برآورد شده هر چهار روش در شکل ۵ نشان داده شده است.



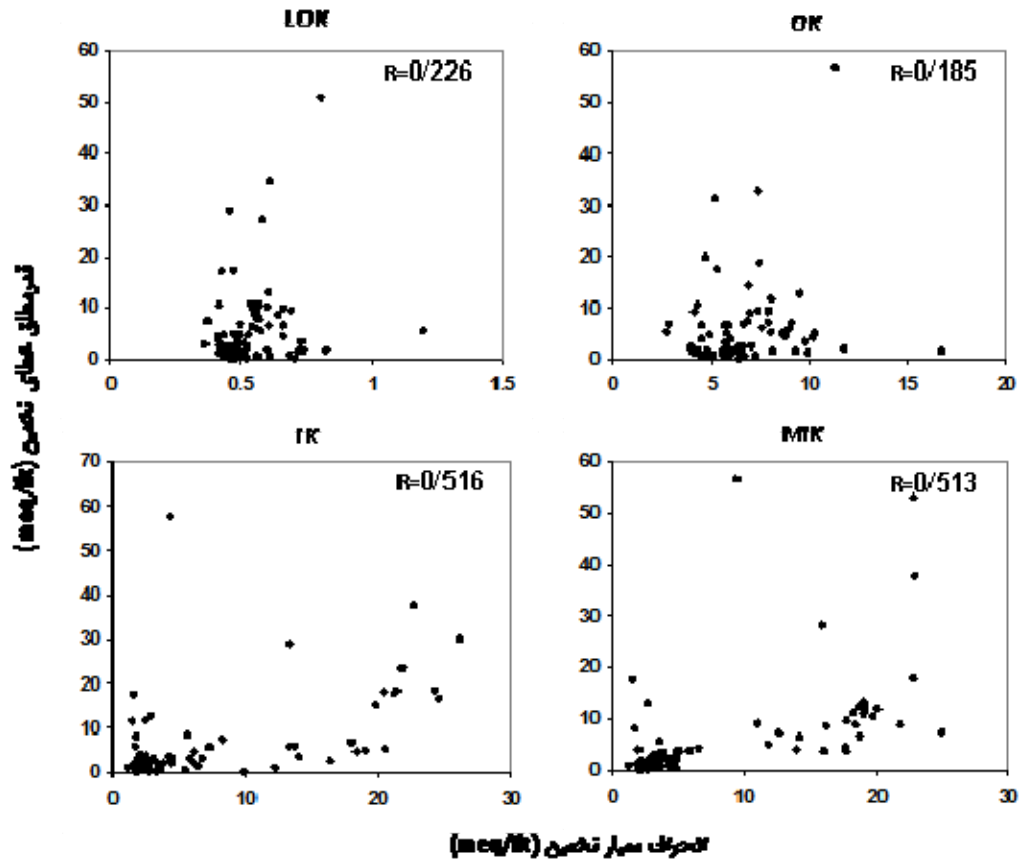
شکل ۵. نقشه‌های تخمین کلر (meq/lit) تهیه‌شده به وسیله انواع روش کریجینگ



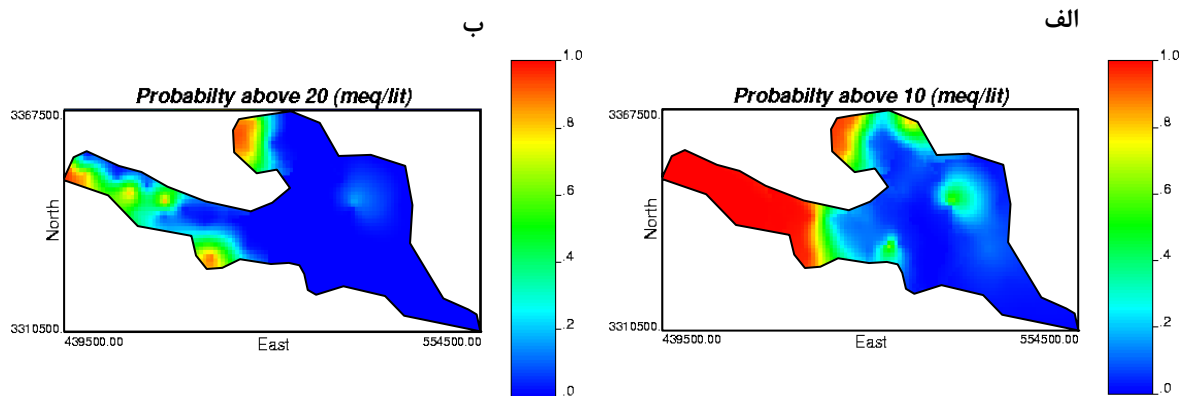
شکل ۶. نقشه‌های واریانس تخمین $(\text{meq/lit})^2$ تهیه‌شده به وسیله انواع روش کریجینگ

بار دیگر ارتباط بیشتر (این ارتباط با محاسبه ضریب همبستگی R نشان داده شده است) این دو را در روش کریجینگ شاخص نسبت به روش‌های کریجینگ معمولی و لاگ کریجینگ بیان می‌کند.

بنابراین، به نظر می‌رسد واریانس شرطی کریجینگ شاخص معیار قابل اعتمادتری برای سنجش قطعی بودن تخمین کلر باشد. از طرف دیگر، نمودار پراکنش قدرمطلق خطای تخمین (MAE) در مقابل انحراف معیار مرتبط به هر مقدار برآوردشده در روش ارزیابی متقابل (شکل ۷)،



شکل ۷. نمودار پراکنش انحراف معیار تخمین در مقابل خطای تخمین برای هر چهار روش بر اساس نتایج ارزیابی متقابل



شکل ۸. نقشه‌های احتمال کلر تهیه شده به وسیله روش کریجینگ شاخص الف) احتمال بزرگ‌تر از ۱۰ (meq/lit) و ب) احتمال بزرگ‌تر از ۲۰ (meq/lit)

میلی‌اکی‌والان بر لیتر بیشتر باشد در نیمه غربی منطقه تقریباً صد درصد است و این احتمال در نیمه شرقی بسیار کم می‌شود. همچنین، احتمال بیشتر بودن مقدار کلر آب از حد ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر در مناطق غربی بیش از مناطق

۳.۴. نقشه احتمال کلر

با استفاده از روش کریجینگ شاخص (کامل)، نقشه‌های احتمال مربوط به دو حد آستانه ۱۰ و ۲۰ میلی‌اکی‌والان بر لیتر تهیه و در شکل ۸ نشان داده شده است. بر اساس شکل ۸ الف) احتمال اینکه میزان کلر آب زیرزمینی از ۱۰

خطاهای تخمین حاصل از این روش بسیار بیشتر از همبستگی بین واریانس کریجینگ معمولی (و لاگ کریجینگ) با خطاهای تخمین مربوطه بود. بنابراین، واریانس کریجینگ شاخص می‌تواند به‌منزله ابزار قابل اعتمادتری برای سنجش میزان قطعی نبودن تخمین کلر به کار رود.

۳. ارائه نقشه‌های احتمال کلر که در فرایندهای تصمیم‌گیری مانند مدیریت منابع آب کارایی بسیاری دارند، از قابلیت‌های منحصر به فرد کریجینگ شاخص است. بنابراین، در مواردی که هدف مطالعه، مدل‌کردن قطعی نبودن تخمین و نه فقط تهیه نقشه‌های هم‌مقدار است، این روش باید به روش قدیمی‌تر کریجینگ معمولی ترجیح داده شود.

یادداشت‌ها

1. Kriging
2. Semivariogram
3. Best linear unbiased estimator
4. Homoscedasticity
5. Conditional cumulative distribution function
6. Threshold limits
7. Experimental semivariogram
8. E-type estimates
9. Conditional variance
10. Median indicator kriging
11. Cross-validation
12. Mean error
13. Mean absolute error
14. Root mean square error
15. Linear interpolation between tabulated bands

شرقی است با این حال درصد مناطقی که این احتمال در آنجا بیش از ۸۰ است، بسیار کمتر است. این نقشه‌ها با فرض دانستن مقدار ریسکی که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران مربوطه می‌توانند متحمل شوند، در شناسایی مناطق خطرناک از لحاظ سمیت کلر بسیار سودمند است (Castrignano et al., 2008). به نظر می‌رسد یکی از راهکارها در جهت مدیریت مناسب منابع آب منطقه، برداشت نکردن بی‌رویه آب چاه‌ها باشد.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه از روش غیرخطی کریجینگ شاخص در مقایسه با روش مرسوم کریجینگ معمولی (و لاگ کریجینگ) برای پهنه‌بندی و به ویژه ارزیابی قطعی نبودن تخمین کلر آب زیرزمینی استفاده شده است. نتایج در قالب موارد زیر بیان می‌شود:

۱. روش کریجینگ معمولی (با در نظر گرفتن لگاریتم داده‌ها) که از نظر ریاضی ساده‌تر و دارای سرعت بیشتری نسبت به روش کریجینگ شاخص است، تخمین درست‌تری از مقادیر اندازه‌گیری‌نشده کلر فراهم کرد که علت دقت کمتر کریجینگ شاخص را می‌توان نبود کلاس‌های شاخص کافی یا روند بین مشاهدات دانست. بنابراین، به نظر می‌رسد در مطالعات آینده فرایند حذف روند و تأثیر آن در دقت تخمین کریجینگ شاخص بررسی شود.

۲. همبستگی بین واریانس کریجینگ شاخص با

منابع

- حشمتی، س.، بیگی‌هرچگانی، ح. ۱۳۹۱. پهنه‌بندی شاخص‌های کیفی آب زیرزمینی شهرکرد به منظور استفاده در طراحی سامانه‌های آبیاری، مجله پژوهش آب در کشاورزی، جلد ۲۶، شماره ۱، صص ۴۳-۵۹.
- دلبری، م.، افراسیاب، پ.، میرعمادی، س. ر. ۱۳۸۹. تجزیه و تحلیل تغییرات مکانی-زمانی شوری و عمق آب زیرزمینی. مجله آبیاری و زهکشی ایران. جلد ۴، شماره ۳، صص ۳۵۹-۳۷۴.
- رضایی، م.، دواتگر، ن.، تاجداری، خ.، ابولپور، ب. ۱۳۸۹. بررسی تغییرات مکانی برخی شاخص‌های کیفی آب‌های زیرزمینی استان گیلان با استفاده از زمین‌آمار. نشریه آب و خاک. جلد ۲۴، شماره ۵، صص ۹۳۲-۹۴۱.

- Adhikary, P.P., Chandrasekharan, H., Chakraborty, D. and Kamble, K. 2010. Assessment of groundwater pollution in West Delhi, India using geostatistical approach. *Environ Monit Assess.*, 167: 599–615.
- Adhikary, P.P., Dash, Ch.J., Bej, R. and Chandrasekharan, H. 2011. Indicator and probability kriging methods for delineating Cu, Fe, and Mn contamination in groundwater of Najafgarh Block, Delhi, India. *Environ Monit Assess.* 176 (1-4): 663-76.
- Ayers, R.S., and Westcot, D.W. 1989. *Water Quality for Agriculture*. FAO Irrigation and Drainage, Paper no 29: 1–174, Rome.
- Burgess, T.M. and Webster, R. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I. The variogram and punctual kriging. *Journal of Soil Science*, 315–331.
- Castrignanò, A., Buttafuoco, G., and Giasi, C. 2008. Assessment of Groundwater Salinisation Risk Using Multivariate Geostatistics. *GeoENV VI – Geostatistics for Environmental Applications*, 191-202.
- Dammer, K.H., Schweigert, T. and Wittmann, C. 1999. Probability maps for risk assessment in a patchy weed control. *Precision Agriculture*, 1: 185-198.
- Dash J.P., Sarangi, A. and Singh, D.K. 2010. Spatial variability of groundwater depth and quality parameters in the National Capital Territory of Delhi. *Environ Manage.*, 45 (3): 640–50.
- Delbari, M. 2007. Estimation and stochastic simulation of soil properties for case studies in Lower Austria and Sistan plain, southeast of Iran. Doctorate thesis, University of Natural Resources and Applied Life Sciences, Vienna, Austria.
- Deutsch, C.V. and Journel, A.G. 1998. *GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide*. Second Edition. Oxford University Press, New York, 369 pp.
- Goovaerts, P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press, New York, 483 pp.
- Goovaerts, P. 2001. Geostatistical modeling of uncertainty in soil science. *Geoderma*, 103: 3–26.
- Goovaerts, P. 2009. AUTO-IK: a 2D indicator kriging program for the automated non-parametric modeling of local uncertainty in earth sciences. *Computers and Geosciences*, 35: 1255-1270.
- Goovaerts, P., Webster, R. and Dubois, J.-P. 1997. Assessing the risk of soil contamination in the Swiss Jura using indicator geostatistics. *Environmental and Ecological Statistics*, 4(1): 31–48.
- Isaaks, E.H. and Srivastava, R.M. 1989. *An introduction to applied geostatistics*. Oxford University Press, New York, 561 pp.
- Jang, Ch.Sh. 2013. Use of multivariate indicator kriging methods for assessing groundwater contamination extents for irrigation. *Environ Monit Assess.*, 185 (5): 4049–4061.
- Jang, Ch.Sh., Chen, Sh.K. and Chieh, L.Ch. 2008. Using multiple-variable indicator kriging to assess groundwater quality for irrigation in the aquifers of the Choushui River alluvial fan. *Hydrological Processes*, 22 (22): 4477–4489.
- Journel, A.G. and Huijbregts, C.J. 1978. *Mining Geostatistics*. Academic Press, New York., 600 pp.
- Journel, A.G. 1983. Non-parametric estimation of spatial distributions. *Mathematical Geology*, 15(3): 445–468.
- Lloyd, C.D. and Atkinson, P.M. 1999. Designing optimal sampling configurations with ordinary and indicator kriging, In, *GeoComputation 99*. Fourth International Conference on GeoComputation, Fredericksburg, USA, 25-28 Jul 1999.
- McBratney, A.B., Webster, R. and Burgess, T.M. 1981. The design of optimal sampling schemes for local estimation and mapping of regionalised variables, I. Theory and method. *Computers and Geosciences*, 7: 331-334.
- McBratney, A.B. and Webster, R. 1981. The design of optimal sampling schemes for local estimation and mapping of regionalised variables, II. Program and examples. *Computers and Geosciences*, 7: 335-365.
- Mohammadi, J., van Meirvenne, M. and Goovaerts, P. 1997. Mapping cadmium concentration and the risk of exceeding a local sanitation threshold using indicator geostatistics, In: Soares A. Gómez-Hernández J. Froidevaux R. (eds.) *geoENV I – geostatistics for environmental applications*. Kluwer, Dordrecht, pp. 327–337.
- Piccini, C., Marchetti, A., Farina, R. and Francaviglia, R. 2012. Application of indicator kriging to evaluate the probability of exceeding nitrate contamination thresholds. *Int. J. Environ. Res.*, 6(4):853–862.
- Robertson, G.P. 2000. *GS+: Geostatistics for the environment sciences, GS+ User's Guide Version 5: Plainwell*. Gamma design software, 200 pp.

Saito, H. and Goovaerts, P. 2000. Geostatistical interpolation of positively skewed and censored data in a dioxin-contaminated site. *Environmental Science and Technology*, 34, pp: 4228–4235.

van Meirvenne, M. and Goovaerts, P. 2001. Evaluating the probability of exceeding a site-specific soil cadmium contamination threshold. *Geoderma*, 102: 75–100.