مطالعه تغییرات مکانی شوری خاک در منطقه رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریه ژئواستاتیستیک ۱- کریجینگ

جهانگرد محمدی*

چکیده

در این بررسی روش مناسبی جهت مطالعه تغییرات مکانی شوری خاک ارائه می‌گردد. بدین منظور اطلاعات حاصل از مطالعات تفضیلی اراضی منطقه رامهرمز خوزستان، که بر پایه روش مساحی آزاد استوار بوده، مورد استفاده قرار گرفت. بررسی تغییرات میزان شوری، با استفاده از حدود ۶۰۰ نمونه، به فاصله تقریبی ۵۰۰ متر و در سه عمق ۵۰-۰ و ۱۰۰-۵۰ و ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتری انجام شد. برای تعیین تغییرات مکانی شوری در اعماق مختلف خاک از واریوگرام، که یک تابع آماری مخصوص تجزیه و تحلیل ساختار مکانی متغیرهای جغرافیایی می‌باشد، استفاده شد.

نتایج به دست آمده نشان داد که دامنه تأثیر واریوگرام‌های محاسبه شده در هر سه عمق تقریباً یکسان (۱۳-۱۲ کیلومتر) بوده، که چگونگی الگوی پراکنش جغرافیایی مواد مادری و واحدهای فیزیوگرافی در منطقه را نشان می‌دهد. به منظور تهیه نقشه شوری در اعماق مختلف خاک از روش آماری کریجینگ معمولی برای قطعات به ابعاد ۵۰۰×۵۰۰ متر در سطح منطقه مطالعاتی استفاده شد. مقایسهٔ بین نقشه‌های شوری حاصل از کریجینگ و نقشه شوری حاصل از مساحی آزاد منطقه مطالعاتی با استفاده از داده‌های معیار صورت گرفت. نتایج نشان می‌دهد که شباهت کلی بین داده‌های معیار و نتایج کریجینگ حدود ۴۰٪ بوده، در حالی که برای نقشه شوری حاصل از مساحی آزاد حدود ۳۶٪ می‌باشد. علاوه بر آن، نتایج حاصله مؤید این نکته است که نقشه‌های مبتنی بر روش کریجینگ از قابلیت اعتماد بیشتری جهت تعیین موقعیت کلاس‌های شوری S0 و S1 برخوردار بوده (۷۵٪) و این در حالی است که قابلیت اعتماد نقشه شوری حاصل از مساحی آزاد برای نشان دادن این کلاس‌ها حدود ۵۰٪ می‌باشد. نتایج حاصله مؤید این نکته است که می‌توان در کنار روشهای معمول تهیه نقشه‌های شوری خاک از روشهای آماری ارائه شده در نظریه ژئواستاتیستیک نیز بهره جست.

واژه‌های کلیدی - *شوری، هدایت الکتریکی (EC)، مساحی آزاد، تغییرات مکانی، ژئواستاتیستیک، نظریه متغیر مکانی، سمی واریانس، واریوگرام، برآورد بهینه، کریجینگ*

مقدمه

یکی از خصوصیات مشترک عوامل و ویژگیهای محیطی، تغییرات پیوسته مکانی آنها می‌باشد. معهذا چنین تغییرات متغیرهای محیطی از نقطه‌ای به نقطه دیگر، به گونه‌ای است که مطالعه آنها به وسیلهٔ شیوه‌های معمول تجزیه و تحلیل آماری به سادگی امکان پذیر نمی‌باشد. زیرا متأسفانه در بسیاری از روشهای متداول آمار کلاسیک مانند تجزیه و تحلیل واریانس، موقعیت جغرافیایی و مکانی نمونه‌های برداشت شده از محیط در نظر گرفته نشده و در تجزیه و تحلیل داده‌ها بر اساس این

* - استادیار خاک‌شناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

شیوه‌ها هیچ گونه ارتباط ریاضی بین تغییرات مکانی داده‌ها به‌عنوان تابعی از فاصله بر قرار نمی‌شود.

بنابراین جهت توصیف کمی الگوهای پراکنش چنین متغیرهای محیطی، علاوه بر مقادیر تعیین شده خصوصیت مورد نظر می‌بایستی موقعیت جغرافیایی مشاهدات نیز به طور همزمان در نظر گرفته شود.

عموماً نتایج حاصل از مساحی خاکها به محدوده‌ای از خاکها و نه نقاط نمونه‌برداری اشاره می‌کند. حال در شرایطی که پدیده مورد نظر دارای تغییرات مکانی قابل توجهی باشد، اعمال چنین روشی به منظور تفسیر و تعیین این تغییرات نارسا و بعضاً مشکل آفرین خواهد بود. علاوه بر آن تفسیر ویژگیها و فرآیندهای مختلف خاک در این روش عمدتاً بر پایه اطلاعات و تجارب خاک‌شناس استوار بوده و عموماً نتایج حاصله به صورت کیفی بیان می‌گردد. این درحالی است که استفاده از اطلاعات و نتایج کمی، برای محدوده وسیعی از کاربردها و اعمال مدیریتهای خاک اجتناب ناپذیر است. بدین منظور استفاده از تخمینهای آماری جهت تعمیم اطلاعات حاصل از نقاط نمونه‌برداری به کل سطح منطقه مورد مطالعه ضروری به نظر می‌رسد (۶).

شاخه‌ای از علم آمار کاربردی به‌نام ژئواستاتیستیک[1] قادر به ارائه مجموعه وسیعی از تخمینگرهای آماری به منظور برآورد خصوصیت مورد نظر در مکانی که نمونه‌برداری نشده است، با استفاده از اطلاعات حاصله از نقاط نمونه‌برداری شده، می‌باشد. در این بررسی از روشهای آماری ژئواستاتیستیکی که با آمار کلاسیک متفاوت و مخصوص تجزیه و تحلیل متغیرهای دارای تغییرات مستمر جغرافیایی بوده و در علوم معادن جهت تعیین تغییرات مکانی عیار کانسار و تخمین دخایر معادن به کار می‌رود، استفاده گردید. نخستین تجربه‌ها جهت به کارگیری روشهای آماری مبتنی بر ژئواستاتیستیک در علوم خاک، با تجزیه و تحلیل پ-هاش و میزان شن خاک با استفاده از تابع واریوگرام، توسط کمپبل (۹) آغاز گردید. بعد از آن، مطالعات تکمیلی گسترده‌ای توسط وبستر (۲۱)، بورگس (۷ و ۸) و مک‌برتنی (۱۸) انجام شد. در مجموعه مقالات منتشر شده توسط این محققین جهت تهیه نقشه خصوصیات مختلف خاک از روش کریجینگ استفاده شده است. در یکی دو دهه اخیر نیز کتب و مقالات بسیاری در زمینه‌های نظری و کاربردی ژئواستاتیستیک در علوم زیستی منتشر گردید که از جمله باید به کارهای وبستر و اولیور (۲۲) و گووارتس (۱۱) اشاره کرد. کاربرد نظریه ژئواستاتیستیک در ایران، که بدان «زمین آمار» اطلاق می‌شود، اولین مرتبه توسط حاج‌رسولیها و همکاران (۱۲) به منظور تجزیه و تحلیل تغییرات مکانی شوری در خاک‌شناسی استفاده گردید. در سالهای اخیر، کاربرد این نظریه توسط محققین کشور در علوم خاک رو به افزایش بوده، که از جمله بایستی به مطالعات عالمی و همکاران (۳ و ۴) محمدی (۱۹) و حسینی و همکاران (۱۳ و ۱۴) اشاره نمود.

هدف از این مقاله و مقاله‌ای که در پی می‌آید، کاربرد نظریه ژئواستاتیستیک جهت مطالعه تغییرات مکانی شوری در اعماق مختلف نیمرخ خاک، تهیه نقشه پراکنش شوری و بررسی اثرات به کارگیری اطلاعات ثانویه در دقت نتایج حاصل از برآوردهای ژئواستاتیستیکی می‌باشد.

مواد و روشها

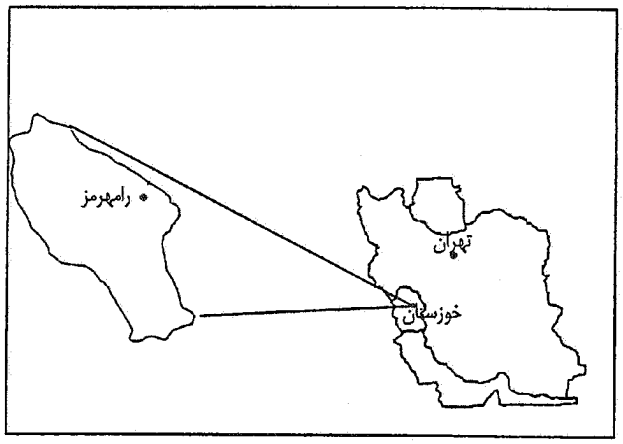
منطقه مطالعاتی

منطقه مورد مطالعه در جنوب غربی شهر رامهرمز واقع در استان خوزستان، حد فاصل طولهای جغرافیایی ′۲۵، °۴۹ و ′۴۳، °۴۳ شرقی و عرضهای جغرافیایی ′۲۲، °۳۱ و ′۵۰، °۳۱ شمالی واقع شده است. وسعت تقریبی آن ۴۵۰۰۰ هکتار و دارای ارتفاع متوسط ۱۱۰ متر از سطح دریا می‌باشد. متوسط بارش سالیانه بالغ بر ۳۳۰ میلیمتر و میانگین حداکثر و حداقل سالانه دما به ترتیب ۴۹ و ۳ درجه سانتیگراد است. شکل ۱ نقشه شماتیکی ایران و موقعیت منطقه مطالعاتی را نشان می‌دهد.

1- Geostatistics

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]



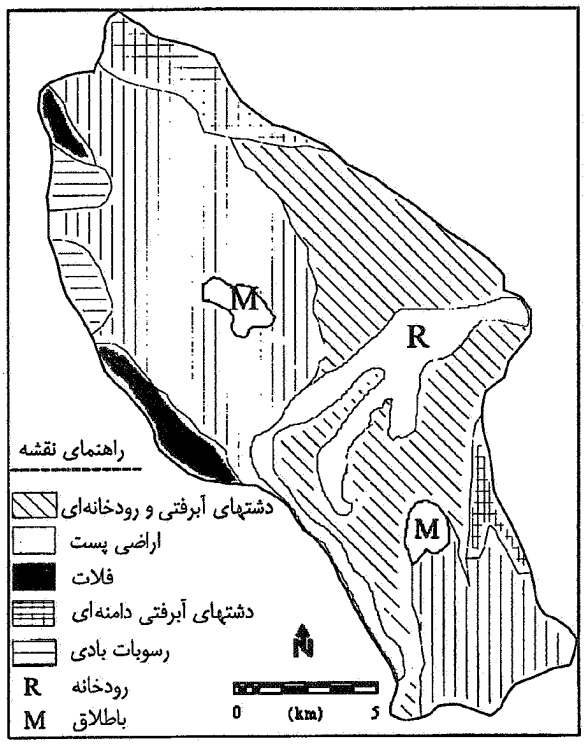
شکل ۱- نقشه قیاسی ایران و محل منطقه مطالعاتی

فیزیوگرافی و خاکها

شکل ۲ نقشه فیزیوگرافی منطقه مطالعاتی را، که توسط نویسنده و با استفاده از گزارش نیمه تفضیلی منطقه (۱) استخراج شده است، نشان می‌دهد. همان‌گونه که در نقشهٔ مزبور دیده می‌شود به طور کلی ۴ واحد فیزیوگرافی عمده در منطقه قابل تشخیص بوده که شامل فلاتهای باقیمانده[1]، دشتهای آبرفتی رودخانه‌ای[2]، دشتهای آبرفتی دامنه‌ای[3] و اراضی پست[4] است. علاوه بر آن بخشهایی از سطح منطقه مورد مطالعه توسط رسوبات بادی[5] پوشیده شده است. بقیه منطقه شامل مناطق مسکونی، بستر رودخانه و دو قطعه باتلاق می‌باشد.

خاکهای واقع در فلاتهای باقیمانده عموماً عمیق و دارای تکامل پروفیلی بوده و تجمع آهک در آنها مشهود است. بافت خاک از رسی لومی تا رسی متغیر بوده و میزان شوری دارای محدوده وسیعی می‌باشد. از این اراضی عمدتاً به عنوان مرتع بهره‌برداری می‌شود.

دشتهای آبرفتی دامنه‌ای دارای خاکهای نسبتاً عمیقی بوده و بافت خاک از لوم تا سیلتی لوم متغیر است. از طرف دیگر چینه‌ای بودن خاکها از عمده‌ترین ویژگیهای اراضی واقع در



شکل ۲- نقشه واحدهای فیزیوگرافی منطقه مطالعاتی به‌همراه راهنمای آن

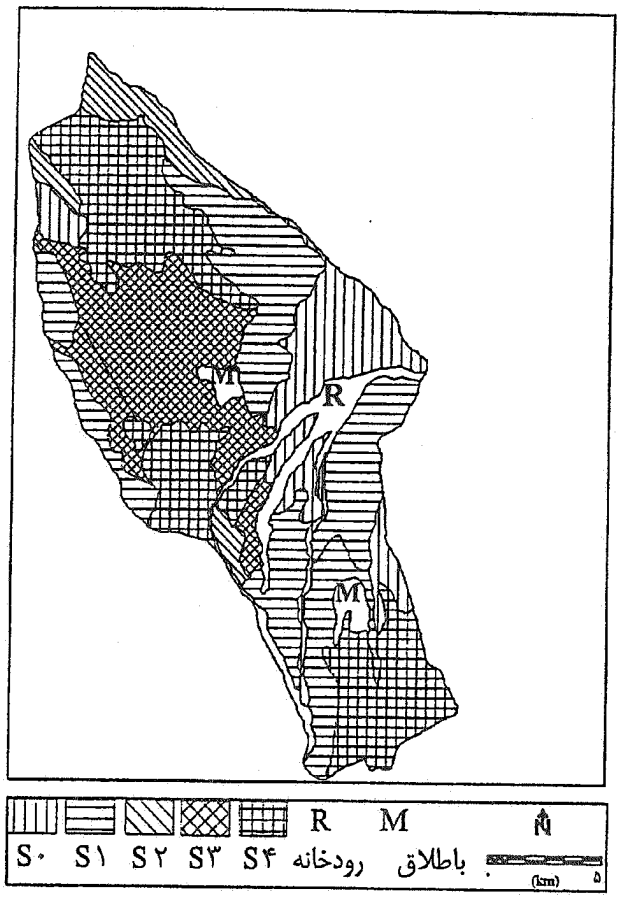
دشتهای آبرفتی رودخانه‌ای می‌باشد. این اراضی عموماً ازرسوبات رودخانه‌ای تشکیل یافته و میزان شوری خاک نسبتاً کم است. اراضی فوق عمدتاً به کشت محصولات زمستانی مانند گندم و جو و گاهی سبزیجات اختصاص یافته‌اند.

بالا بودن سطح ایستابی یکی از مهم‌ترین خصوصیات اراضی واقع در مناطق پست می‌باشد. فرآیند شورشدن اراضی در این مناطق شدیداً فعال بوده و در بسیاری از نقاط سطح خاکها با لایه‌ای از نمک پوشیده شده است. مشاهده لکه‌های اکسیداسیون و احیاء در بسیاری از پروفیل‌های حفر شده در این اراضی بیانگر شرایط زهکشی نامطلوب و نوسانات شدید سطح ایستابی است. در این منطقه دو قطعه باتلاق مشاهده شده است.

1- Remnant plateau
2- River alluvial plain
3- Piedmont plain
4- Lowland
5- Wind deposit

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]



شکل ۳- نقشه حاصل از مطالعات نیمه تفضیلی به‌روش مساحی آزاد. کلاس‌های شوری (دسی زیمنس برمتر) عبارت است از:

S۰ = ۰-۴ dS/m، S۱ = ۴-۸ dS/m، S۲ = ۸-۱۶ dS/m،

S۳ = ۱۶-۳۲ dS/m و S۴ ≥ ۳۲ dS/m،

مطالعات نیمه تفضیلی

به منظور تعیین تناسب نسبی اراضی واقع در منطقه مورد نظر برای کشاورزان فاریاب، مطالعات نیمه‌تفضیلی این منطقه توسط موسسه تحقیقات خاک و آب اصفهان در طی سالهای ۱۳۶۴ و ۱۳۶۵ صورت گرفته است (۱). شکل ۳ نقشه شوری منطقه مطالعاتی راکه در طی مطالعات نیمه‌تفضیلی تهیه شده نشان می‌دهد. این نقشه معرف چگونگی پراکنش کلاس‌های مختلف شوری در منطقه مورد مطالعه است. مقایسه نقشه شوری با نقشه پراکنش واحدهای فیزیوگرافی گویای این واقعیت است که پراکنش مکانی کلاس‌های شوری ارتباط مستقیمی با لنداسکیپ منطقه مطالعاتی دارد. همان طوری که بر روی نقشه شوری ملاحظه می‌گردد کلاس‌های شوری S۰ و S۱ عمدتاً در برگیرنده دشتهای رسوبی رودخانه‌ای بوده، در حالی که اراضی پست شامل کلاس‌های شوری S۳ و S۴ می‌باشد.

در خلال مطالعات نیمه‌تفضیلی منطقه مورد نظر، حدود ۶۰۰ نقطه (شامل نیمرخ خاک و مته) با متوسط فاصله ۵۰۰ متر از یکدیگر، مورد مطالعه و از لایه‌های مختلف خاک نمونه‌برداری شد. پس از آماده‌سازی نمونه‌ها، میزان هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک اندازه‌گیری گردید. از آن جایی که به طور معمول در مطالعات مساحی خاکها، میزان متوسط وزنی شوری لایه‌های مختلف خاک در هر نقطه محاسبه و برای سه عمق ۵۰-۰ و ۱۰۰-۵۰ و ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتری به همراه نقشه شوری خاک گزارش می‌شود، لذا در این بررسی از اطلاعات اخیر استفاده شده است.

به منظور ارزیابی نتایج حاصل از تجزیه و تحلیلهای آماری، حدود ده درصد از داده‌ها (N=۵۰) به صورت تصادفی انتخاب و به عنوان مجموعه داده‌های معیار[1] از کلیه تجزیه و تحلیلهایی که شرح داده می‌شود کنار گذاشته شد.

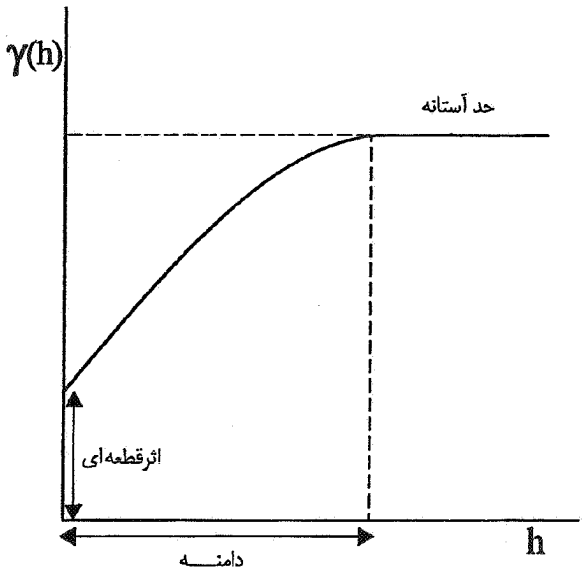
روش آماری

به طور کلی روشهای آماری ژئواستاتیستیکی بر پایه نظریه متغیر مکانی[2] استوار است (۱۵ و ۱۷). یک متغیر مکانی عبارت است از هر خصوصیت محیطی که در فضای دو بعدی و یا سه بعدی توزیع شده باشد. تغییرات این دسته از متغیرها از نقطه‌ای به نقطه دیگر مشخص و دارای پیوستگی آشکاری می‌باشد. مشخصه‌هایی همچون بافت خاک، میزان عناصر شیمیایی مختلف در خاک و یا شوری خاک مثالهایی از متغیرهای مکانی هستند. تفاوت اساسی بین آمار کلاسیک و

1- Test data set 2- Regionalized variable

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]



شکل ۴- واریوگرام ایده‌ال به‌همراه پارامترهای آن

ژئواستاتیستیک در این حقیقت نهفته است که در آمار کلاسیک فرض بر آن است که نمونه‌هایی که از جامعه گرفته می‌شود مستقل از یکدیگر بوده و بنابراین وجود یک نمونه هیچ گونه اطلاعاتی دربارهٔ نمونه بعدی که در فاصله‌ای معین از آن واقع شده است به دست نمی‌دهد. لیکن نظریه متغیرهای مکانی بر این پایه استوار است که خصوصیات مختلف محیطی دارای وابستگی مکانی هستند، بدین ترتیب که مقادیر یک متغیر محیطی در فواصل نزدیک دارای تشابه بیشتری بوده که با ازدیاد فاصله این همبستگی مکانی بین دو نمونه مورد نظر کاهش می‌یابد. چنین وابستگی مکانی بین نمونه‌ها را می‌توان به صورت یک مدل ریاضی تحت عنوان واریوگرام[1] توصیف نمود.

واریوگرام

به طور کلی طبیعی‌ترین روش برای مقایسه خصوصیت معینی از خاک (Z) در دو نقطه به فاصله مشخص h، بررسی اختلاف مقادیر خصوصیت مورد نظر در آن دو نقطه $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ می‌باشد. از آن جایی که علامت این اختلاف مورد نظر نبوده بلکه قدر مطلق آن اهمیت دارد، لذا این اختلاف را می‌توان به صورت $|Z(x_i) - Z(x_i+h)|$ مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در عمل، این اختلاف که بیانگر تفاوت دو نقطه است، چندان مورد توجه نبوده بلکه اختلاف مقدار متغیر مورد نظر در نقطه x و کلیه نقاط دیگر، که به فاصله h از آن قرار گرفته‌اند، موردنظر می‌باشد. بنابراین برای تمام موقعیتهای ممکن x و x+h می‌بایستی مقدار متوسط $|Z(x_i) - Z(x_i+h)|$ را محاسبه و در نظر گرفت. با توجه به این که متوسط این کمیت صفر و یا نزدیک به صفر خواهد بود در محاسبات مجذور اختلاف را در نظر می‌گیرند که توسط معادلهٔ زیر مشخص می‌گردد:

$$2\gamma(h) = AVE\left[Z(x_i) - Z(x_i+h)\right]^2 \qquad [1]$$

این رابطه در حقیقت بیانگر واریانس اختلاف بین دو مقدار Z(x) و Z(x+h) می‌باشد. در عمل، رابطهٔ فوق باید از طریق اطلاعات حاصل از نمونه‌های موجود تخمین زده شود. هر گاه فرض کنیم که جمعاً تعداد N(h) زوج نمونه که به فاصلهٔ h از یکدیگر واقع‌اند در دست باشد، با تقسیم نمودن طرفین معادلهٔ [1] بر عدد دو رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \left[Z(x_i) - Z(x_i+h)\right]^2 \qquad [2]$$

در رابطهٔ فوق $\hat{\gamma}(h)$ را سمی واریانس[2] می‌نامند. در عمل این تابع مشخص نبوده و می‌بایستی بر اساس نمونه‌های موجود مقدار تجربی آن به دست آید. بنابراین به ازای مقادیر مختلف h باید مقادیری برای $\hat{\gamma}(h)$ به دست آورد. بدین ترتیب بایستی مدلی را با این مقادیر تجربی وفق داد. در عمل با رسم مقادیر سمی واریانس بر روی محور عمودی به ازای فواصل مختلف h، سعی می‌شود که بهترین مدل منطبق بر داده‌ها انتخاب و رسم شود. منحنی به دست آمده را اصطلاحاً

1- Variogram 2- Semi-variance

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

واریوگرام می‌نامند.

شکل ۴ یک واریوگرام ایده‌آل را نشان می‌دهد. به طوری که دیده می‌شود با افزایش فاصله h مقدار واریوگرام نیز به تدریج تا فاصله معینی زیاد شده از آن به بعد به حد ثابتی می‌رسد که نشانگر حدآستانه[1] می‌باشد. در حقیقت در این فاصله مقدار سمی واریانس به مقدار واریانس مشاهدات نزدیک می‌شود. باید توجه داشت که تنها گروهی از مدل‌های واریوگرام حاوی حد آستانه بوده (مانند مدل‌های کروی[2] و گوسی[3]) و دسته‌ای دیگر مانند مدل‌های خطی فاقد حد آستانه می‌باشند. بدین معنی که با افزایش فاصله h مقدار واریوگرام نیز افزوده شده اما به حد ثابتی نخواهد رسید. فاصله‌ای را که میزان سمی واریانس به حد ثابتی می‌رسد اصطلاحاً دامنه[4] تأثیر می‌نامند. به دیگر سخن دامنه تاثیر فاصله‌ای است که در ماورای آن نمونه‌ها بر هم تأثیری نداشته و آنها را می‌توان مستقل از یکدیگر محسوب نمود. چنین فاصله‌ای حد همبستگی خصوصیت مورد بررسی را مشخص ساخته و اطلاعاتی در رابطه با حد مجاز فاصله نمونه‌برداری ارائه می‌کند. اصولاً تابع واریوگرام باید به آهستگی و به طور منظم از مبدأ مختصات افزایش یابد. لیکن مطالعات تجربی نشان داده است که اکثر واریوگرام‌ها در فواصل خیلی کوتاه تغییرات ناگهانی و سریعی از خود بروز داده و بدین ترتیب مقدار سمی واریانس در مبدأ صفر نبوده، واریوگرام‌ها از مرکز مختصات محور سمی واریانس عبور نمی‌نمایند. این مقدار را اصطلاحاً اثر ناگهانی و یا اثر قطعه‌ای[5] می‌نامند. اثر قطعه‌ای ناشی از عواملی مانند تغییرات مشخصه مورد بررسی در فواصل کمتر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه‌برداری، خطاهای اندازه‌گیری و آزمایشگاهی و یا دیگر تغییرات غیرقابل پیش بینی می‌باشد (۱۵).

از پارامترهای مدل انتخاب شده برای واریوگرام می‌توان جهت تخمین بهینه[6] مقدار خصوصیت مورد مطالعه بر اساس داده‌های حاصل از نمونه‌های موجود استفاده نمود. چنین تخمین بهینه‌ای را می‌توان توسط مجموعه تخمینگرهای آماری، که اصطلاحاً کریجینگ[7] نامیده می‌شود، انجام داد.

کریجینگ

اصولاً کریجینگ یک اسم تعمیم یافته[8] برای کلیه روشهای آماری تخمین و برآورد متغیرهای مکانی بوده و به عنوان یک تابع خطی از مجموعه مشاهدات توزیع شده واقع در همسایگی نقطه‌ای که می‌خواهیم تخمین بزنیم، شناخته می‌شود. (۱۵ و ۱۷):

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^{N} \lambda_i Z(x_i) \qquad [3]$$

که در آن $\hat{Z}(x_0)$ مشخصه تخمین زده شده در نقطه x_0، $Z(x_i)$ مقدار عددی مشخصه مورد بررسی در نقطه x_i و λ_i وزن آماری است که به نمونه $Z(x_i)$ واقع در همسایگی نقطه x_0 اختصاص می‌یابد. در این رابطه n بیانگر تعداد مشاهداتی است که در همسایگی نقطه‌ای که می‌خواهیم تخمین بزنیم قرار گرفته است. در حقیقت هدف از کریجینگ یافتن وزنهای آماری نمونه‌ها به گونه‌ای است که واریانس تخمین حداقل گردد. بدین ترتیب کریجینگ را می‌توان روشی دانست که طی آن به مجموعه نمونه‌ها به گونه‌ای وزن آماری داده می‌شود که ترکیب خطی آنها نه تنها نااریب شود بلکه در بین سایر تخمینگرهای خطی حداقل واریانس را نیز داشته باشد.

برای اینکه تخمین $\hat{Z}(x_0)$ نااریب باشد، مجموع ضرایب یا وزنهای آماری باید برابر واحد در نظر گرفته شود :

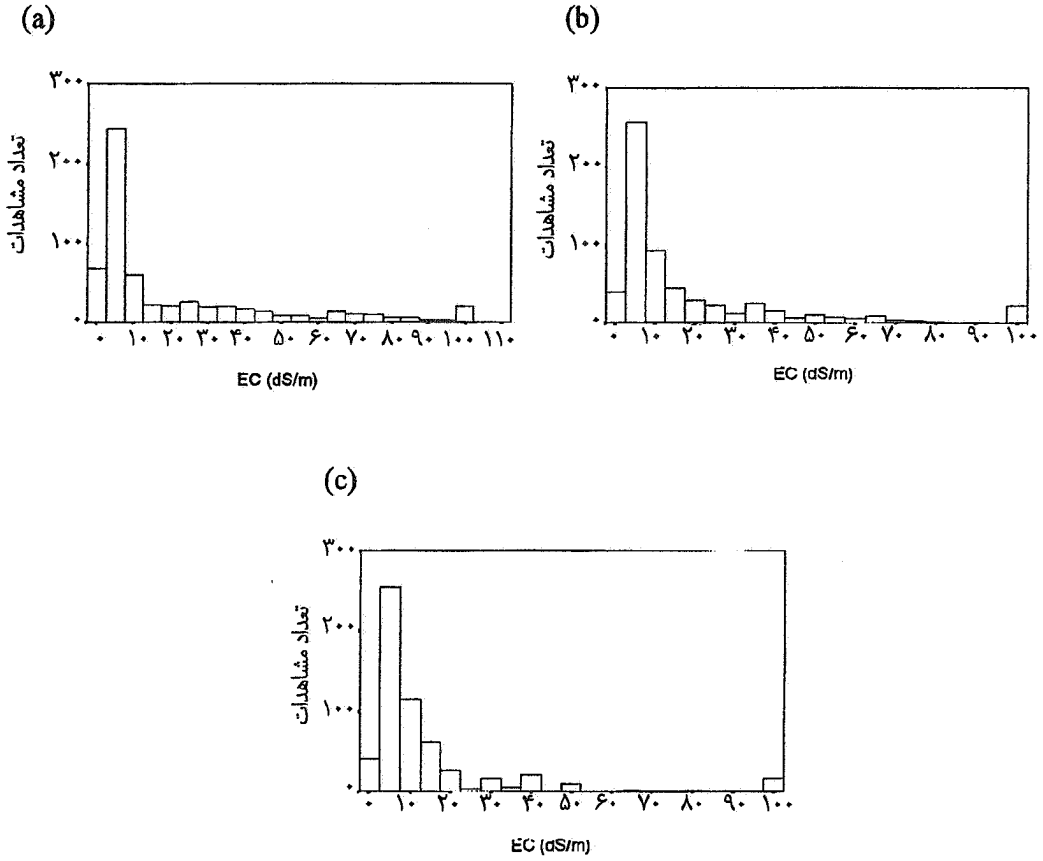
$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_i = 1 \qquad [4]$$

از طرف دیگر به حداقل رساندن واریانس تخمین را که یک مسئله بهینه سازی است می‌توان با استفاده از ضرایب لاگرانژ[9]، μ و با در نظر گرفتن شرط نااریب بودن انجام داد. در نتیجه

1- Sill 2- Spherical 3- Gaussian 4- Range 5-Nugget effect
6-Optimal estimation 7- Kriging 8- Generic 9- Lagrange multiplier

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]



شکل ۵- منحنیهای فراوانی داده‌های شوری در اعماق (a) ۵۰-۰ سانتیمتر، (b) ۱۰۰-۵۰ سانتیمتر و (c) ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتر

سیستم معادلات کریجینگ را، که با استفاده از محاسبات ماتریسی حل می‌گردد، می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j \gamma\left(x_i, x_j\right) + \mu = \gamma\left(x_i, x_0\right) \qquad [5]$$

$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_i = 1$$

در معادله فوق $\gamma(x_i, x_j)$ بیانگر سمی واریانس بین نمونه‌ها و $\gamma(x_i, x_0)$ سمی واریانس بین نقطه مورد تخمین و نمونه‌های واقع در همسایگی آن نقطه می‌باشد. دستگاه معادلات کریجینگ را می‌توان به منظور برآورد نقطه‌ای[1] و یا برآورد قطعه‌ای[2] انجام داد. در این بررسی برآورد آماری برای بلوک‌های دارای ابعاد ۵۰۰×۵۰۰ متر صورت گرفت.

نتایج و بحث

خلاصه آماری داده‌های شوری در سه عمق مختلف خاک در جدول ۱ آمده است. نتایج حاصل از این جدول و همچنین شکل منحنیهای فراوانی داده‌ها (شکل ۵) بیانگر توزیع داده‌ها با چولگی[3] بسیار زیاد در جهت مثبت است، به گونه‌ای که مقدار میانگین هدایت الکتریکی در عمق اول سه برابر مقدار میانه می‌باشد و میزان ضریب تغییرات برای هر سه عمق بسیار زیاد است. از آن جایی که زیاد بودن میزان انحراف از توزیع نرمال ممکن است در تجزیه و تحلیلهای آماری بعدی، به ویژه محاسبه واریوگرام (۱۶)، اثرات نامطلوبی بر جای بگذارد، لذا

1- Point Kriging 2- Block kriging 3- Skewness

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

جدول ۱- خلاصه آماری داده‌های شوری (dS/m) در اعماق مختلف خاک، قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی

	عمق ۵۰-۰ سانتیمتری		عمق ۱۰۰-۵۰ سانتیمتری		عمق ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتری	
	داده‌های اصلی	بعدازتبدیل لگاریتمی	داده‌های اصلی	بعدازتبدیل لگاریتمی	داده‌های اصلی	بعدازتبدیل لگاریتمی
تعدادنمونه‌ها	۶۱۶	۶۱۶	۶۱۴	۶۱۴	۵۸۰	۵۸۰
میانگین	۲۲	۲/۳	۱۸/۲	۲/۳	۱۳/۹	۲/۱
میانه	۷/۴	۱/۹	۸/۲	۲/۱	۶/۷	۱/۹
واریانس	۷۵۰	۱/۶	۵۴۵	۱/۲	۳۷۵	۰/۹
حداقل	۱	۰	۱	۰	۱	۰
حداکثر	۱۰۹	۴/۷	۱۰۰	۴/۶	۱۰۰	۴/۶
چولگی	۱/۵	۰/۴	۲	۰/۵	۳/۱	۰/۶
ضریب‌تغییرات (٪)	۱۲۴		۱۲۹		۱۳۹	

داده‌های شوری به صورت لگاریتمی تبدیل و خلاصه آماری حاصل در جدول فوق‌الذکر آورده شده است. همان طوری که ملاحظه می‌شود بعد از تبدیل لگاریتمی داده‌ها اختلاف بین میانگین و میانه در سه عمق به شدت کاهش یافته است.

مقایسه میزان متوسط شوری در هر سه عمق خاک نشانگر این نکته است که میزان هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک با افزایش عمق خاک کاهش می‌یابد. روند مشابهی برای تغییرات واریانس با عمق نیز مشاهده شده است. از طرف دیگر بر مقدار ضریب تغییرات با افزایش عمق افزوده شده، که چنین افزایشی احتمالاً تحت تأثیر نوسانات موقتی سطح ایستابی بوده است (۱۰).

به منظور پی بردن به چگونگی پراکنش مکانی داده‌ها، مقادیر هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک به صورت نقشه‌های نقطه‌ای در شکل ۶ نمایش داده شده است. این نقشه ها قادر به ارائه تصویر روشنی از چگونگی پراکنش مقادیر شوری در منطقه مطالعاتی می‌باشند. همان طوری که ملاحظه می‌شود کمترین مقادیر شوری عموماً در کنار و به موازات رودخانه واقع شده، در حالی که غالب مقادیر بزرگ شوری در بخشهای شمالی و به ویژه اراضی پست قرار گرفته است.

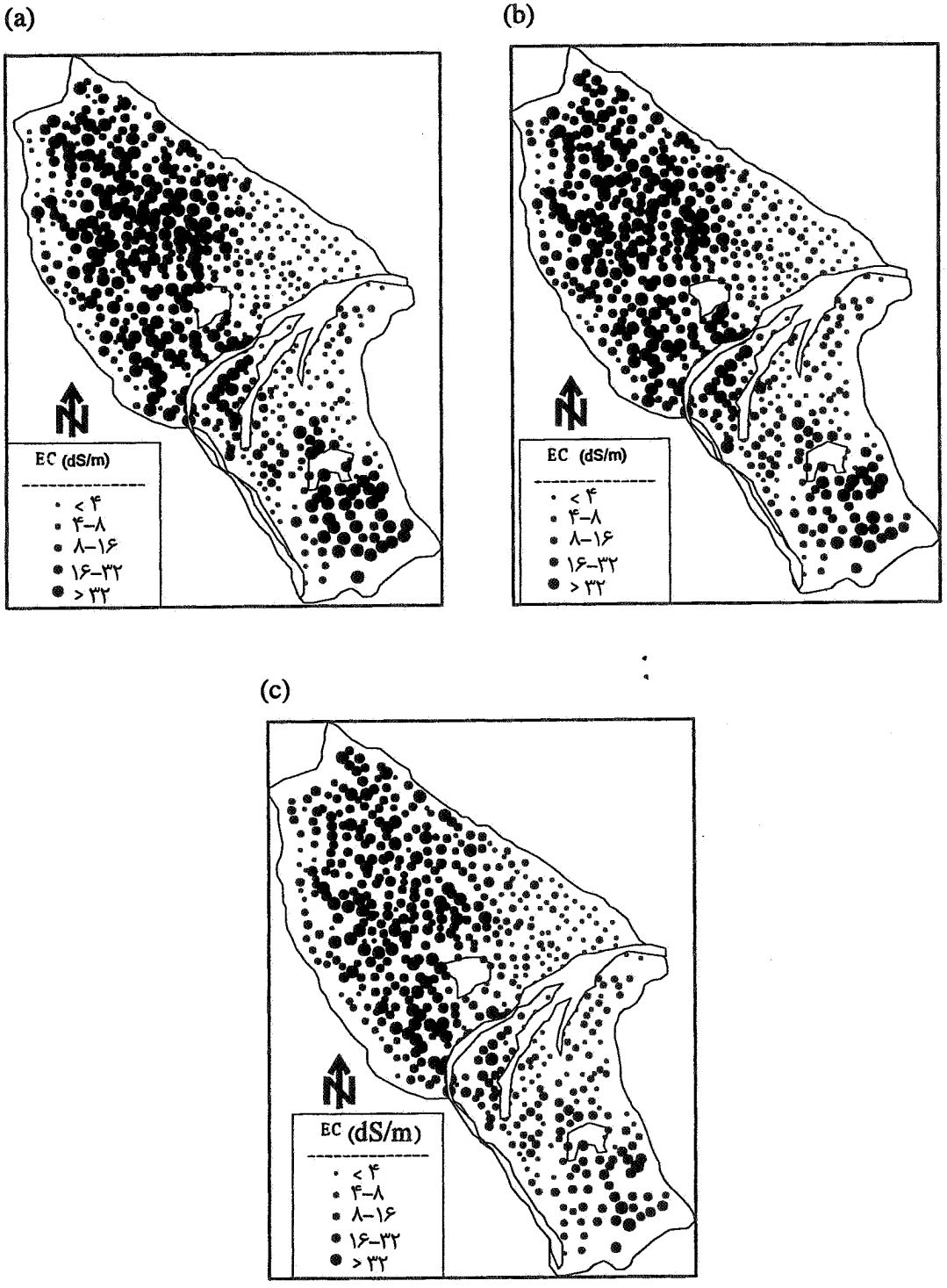
نتایج بیانگر این واقعیت است که مقادیر هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک در ارتباط مستقیم با خصوصیات لنداسکیپ منطقه مطالعاتی است. معهذا هنوز می‌توان شاهد تغییرات و نوسانات شدید شوری در داخل هر کدام از واحدهای فیزیوگرافی بود.

به منظور بررسی و مطالعه ساختار تغییرات مکانی داده‌های شوری واریوگرام‌های تجربی، پس از تبدیل لگاریتمی داده‌ها، با در نظر گرفتن متوسط فاصله h=۵۰۰ متر، به طور مجزا برای هر عمق محاسبه و ترسیم شدند. شکل ۷ واریوگرام‌های تجربی به همراه مدل‌های نظری برازش داده شده را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که واریوگرام‌های مربوطه به طور ایده‌آل با مدل کروی سازگاری دارند. پارامترهای مربوط به هر کدام از این مدل‌ها در جدول ۲ نشان داده شده است. مطالعه این واریوگرام‌ها نشان می‌دهد که توزیع داده‌های شوری در سطح منطقه به گونه‌ای است که نشانگر وجود یک روند[1] قوی در هر

1- Trend

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

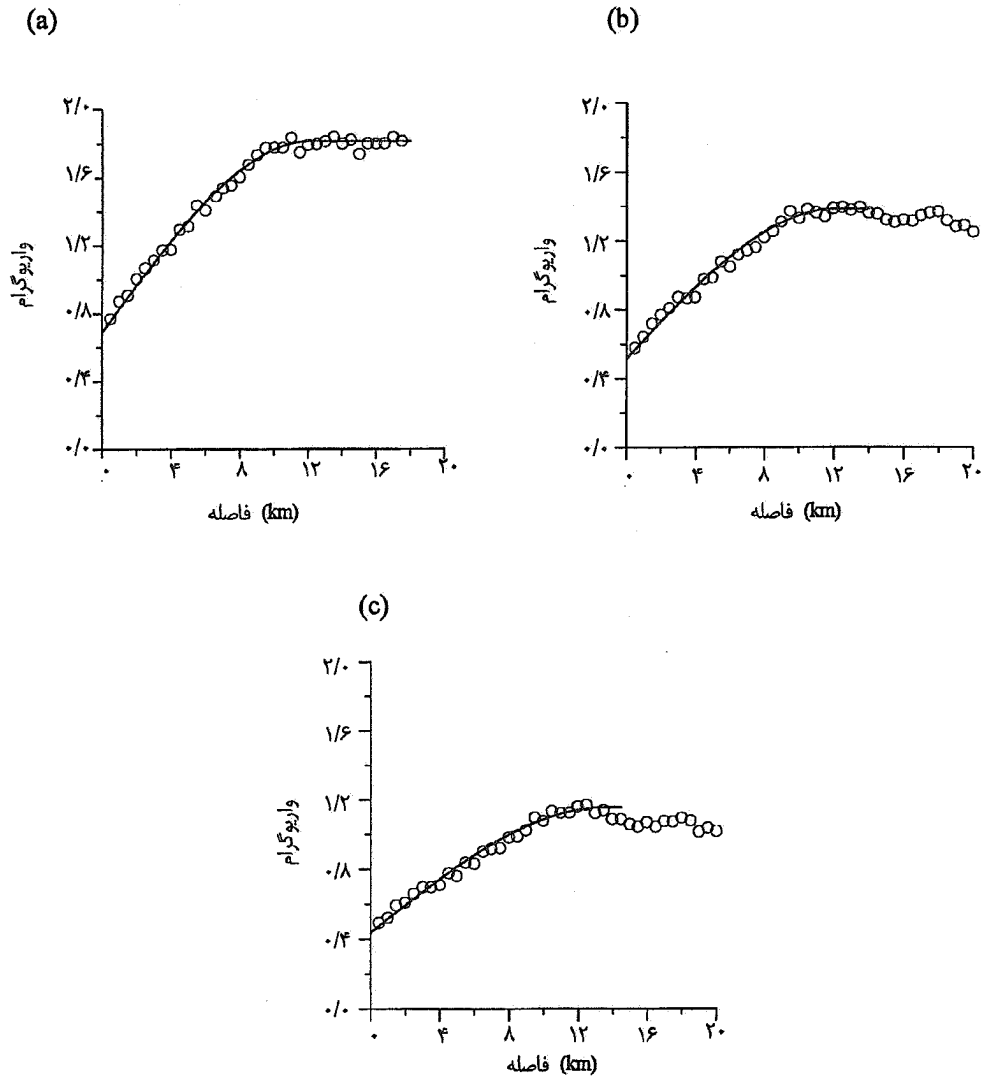
[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]



شکل ۶- نقشه پراکنش داده‌های شوری در اعماق (a) ۵۰-۰ سانتیمتر، (b) ۱۰۰-۵۰ سانتیمتر و (c) ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتر

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]



شکل ۷- واریوگرام‌های تجربی ($Ln(dS/m)^2$) ، (نقاط) و مدل‌های برازش داده شده (منحنیها) داده‌های شوری در اعماق (a) ۵۰-۰ سانتیمتر، (b) ۱۰۰-۵۰ سانتیمتر و (c) ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتر

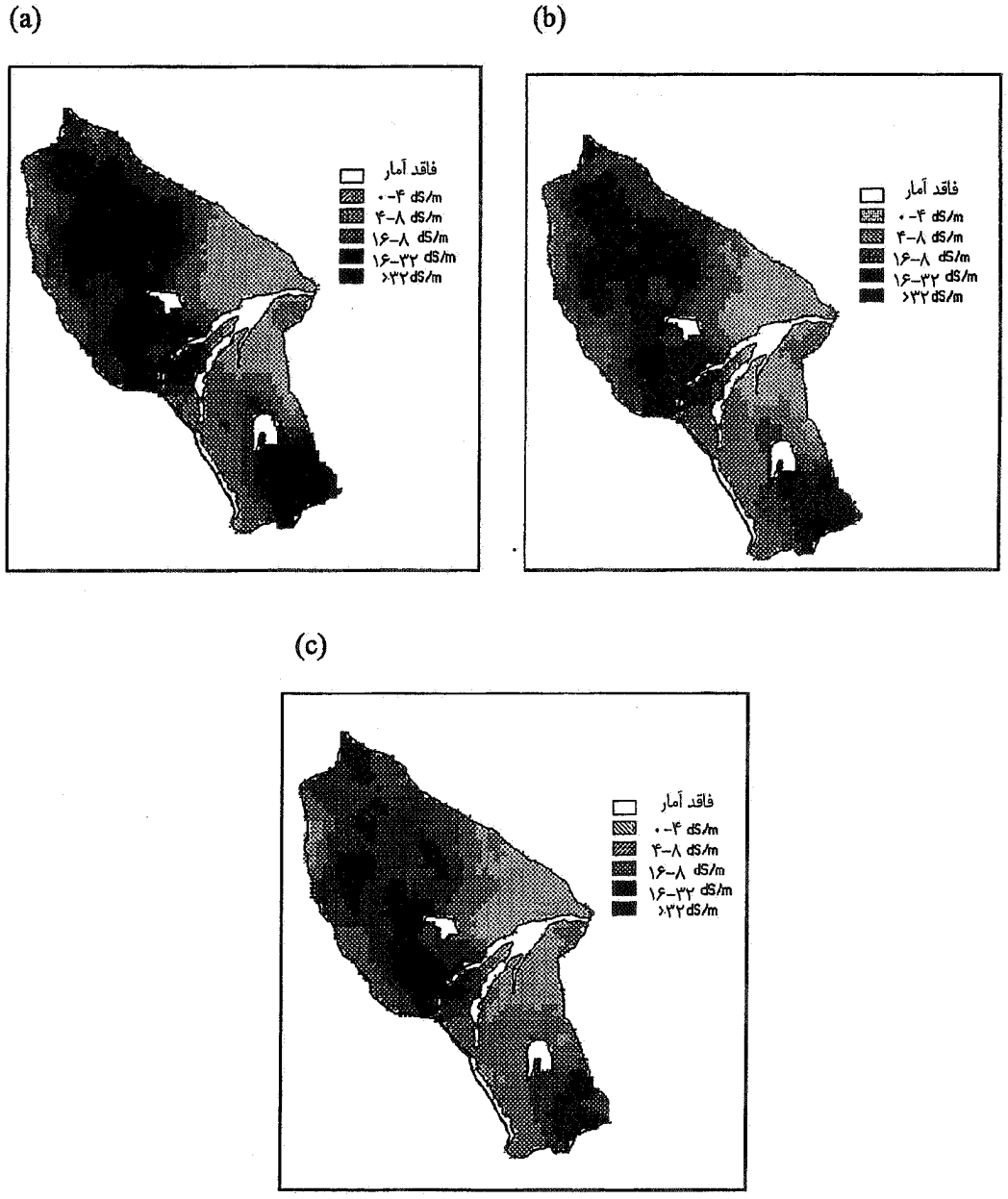
دو مقیاس منطقه‌ای و محلی نمی‌باشد. علاوه بر آن، در تمامی واریوگرام‌ها میزان اثر قطعه‌ای نسبی یکسان و حدود ۳۸٪ حد آستانه را تشکیل می‌دهد. این امر را می‌توان ناشی از تغییرات تصادفی شوری خاک در هر عمق دانست که در فواصل کمتر از فاصله نمونه‌برداری بروز می‌نماید. زیاد بودن نسبت اثر قطعه‌ای به حد آستانه، باعث کاهش دقت برآورد آماری توسط کریجینگ می‌شود (۱۴). هر سه واریوگرام دارای دامنه تقریباً یکسان ۱۳ - ۱۲ کیلومتر هستند، که به طور وضوح الگوی پراکنش جغرافیایی مواد مادری و واحدهای فیزیوگرافی را نشان می‌دهد. در حقیقت دامنه واریوگرام‌های هرسه‌عمق منطبق برمتوسط فاصله‌ای است که واحدهای فیزیوگرافی به طور متناوب در سطح منطقه تغییر می‌نمایند. به طور کلی، شباهت عمومی واریوگرام‌ها با یکدیگر بیانگریکسان بودن ساختار مکانی شوری در اعماق مختلف خاک می‌باشد. به دیگر سخن، فرآیندهایی راکه منجر به پدیده شوری در

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

جدول ۲- ضرایب مدل‌های برازش داده شده بر واریوگرام‌های تجربی شوری در اعماق مختلف خاک

(اثر قطعه‌ای = $(Ln(dS/m))^2$، حد آستانه = $(Ln(dS/m))^2$، دامنه تأثیر = Km)

عمق(سانتیمتر)	مدل	اثر قطعه‌ای	حد آستانه	دامنه تأثیر
۰-۵۰	کروی	۰/۶۹۱	۱/۸۱۵	۱۲/۰۳
۵۰-۱۰۰	کروی	۰/۵۱۸	۱/۳۸۷	۱۲/۱۰
۱۰۰-۱۵۰	کروی	۰/۴۳۸	۱/۱۵۶	۱۳/۶۰



شکل ۸- نقشه‌های کریجینگ شوری، (dS/m) ، در اعماق (a) ۵۰-۰ سانتیمتر، (b) ۱۰۰-۵۰ سانتیمتر و (c) ۱۵۰-۱۰۰ سانتیمتر

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

این منطقه شده است می‌توان در اعماق مختلف نیمرخ خاک یکسان قلمداد نمود.

به منظور تهیه نقشه‌های پراکنش شوری در اعماق مختلف، از روش کریجینگ معمولی جهت تخمین مقدار شوری برای قطعات به ابعاد ۵۰۰×۵۰۰ متر در سطح منطقه مطالعاتی استفاده شد. بدین ترتیب برای تخمین مقدار شوری در قطعه‌ای که نمونه‌برداری نشده است از داده‌های حاصل از حداکثر ۱۲ مشاهده، که در همسایگی قطعه مورد نظر با شعاع ۱۲ کیلومتر واقع شده‌اند، استفاده گردید. پس از برآورد آماری، نتایج از حالت لگاریتمی به حالت اولیه تبدیل برگشت[1] داده شد. شکل ۸ نقشه‌های شوری حاصل از کریجینگ، برای سه عمق مختلف خاک را نشان می‌دهد.

رابطهٔ لنداسکیپ و فرآیند شور شدن اراضی به خوبی در این نقشه‌ها منعکس شده است. چنین نقشه‌هایی این ادعا را که منشا فرآیند شوری را می‌توان از طریق شناخت موقعیت مکانی در لنداسکیپ درک نمود، به خوبی اثبات می‌نماید. مقایسه این نقشه‌ها با نقشه شوری حاصل از مطالعه نیمه تفضیلی منطقه، نشانگر تشابه بسیار زیاد بین آنها است.

نقشه‌های کریجینگ نشان می‌دهد که حدود ۱۸٪ مناطق تخمین زده شده دارای هدایت الکتریکی کمتر از ۴ دسی زیمنس بر متر است. از سوی دیگر نقشه شوری حاصل از مساحی منطقه مطالعاتی بر وجود ۱۵٪ از اراضی، که دارای شوری کلاس S۰ هستند، دلالت دارد. همچنین حدود ۴۵٪ نقاط تخمینی دارای شوری بیش از ۱۶ دسی زیمنس بر متر هستند، در حالی که این میزان برای نقشه شوری حاصل از مساحی منطقه مزبور حدود ۵۰٪ می‌باشد.

تغییرات تدریجی و پیوسته شوری خاک در سطح منطقه، به خوبی توسط نقشه‌های کریجینگ نشان داده شده است. اراضی فاقد محدودیت شوری عمدتاً در مجاورت رودخانه واقع شده‌اند. از سوی دیگر، مناطق دارای شوری بسیار زیاد (بیش از ۳۲ دسی زیمنس بر متر) غالباً بر روی اراضی پست و در مجاورت باتلاق‌ها قرار گرفته‌اند.

مقایسه نقشه‌های کریجینگ برای اعماق مختلف، گویای این واقعیت است که میزان شوری در لایه سطحی بیشتر از لایه‌های عمقی بوده، که بار دیگر دلالت بر غالب بودن فرآیند صعود موئینگی املاح محلول در نیمرخ خاک دارد.

به منظور یافتن پاسخی به این پرسش که کدام یک از نقشه‌های شوری حاصل از مساحی خاکها و کریجینگ دارای دقت قابل قبولی هستند، از داده‌های معیار جهت مقایسه آنها استفاده شد. بدین ترتیب، ابتدا کلاس عمومی شوری نیمرخ خاک (۱۵۰ - ۰ سانتیمتری) با توجه به جدول ارائه شده در نشریه ۲۰۵ موسسه تحقیقات خاک و آب (۲)، برای مکانهایی که دارای داده‌های معیار بوده تعیین و معادل آن نیز برای نتایج حاصل از کریجینگ و نقشه شوری حاصل از مطالعه نیمه تفضیلی خاکهای منطقه مشخص گردید. مقایسه بین نتایج هر دو روش با محاسبه جدول دو طرفه تشابه[2] صورت گرفت (۵). در این جدول داده‌های معیار که به وسیله ستونهای جدول مزبور نمایش داده شده است، با تخمینهای حاصل از دو روش مساحی آزاد و کریجینگ برای کلاس‌های مختلف شوری مقایسه گردید. به طور کلی در جداول دو طرفه تشابه اعدادی که بر روی قطر اصلی واقع شده‌اند میزان توافق بین روش مورد نظر و واقعیت را نشان می‌دهد. علاوه بر آن، درصد دقت کلی[3] بین دو دسته از داده‌ها را می‌توان از تقسیم جمع عناصر قطر مرکزی بر تعداد کل عناصر مورد بررسی به‌دست آورد. چنین توافق کلی را می‌توان به صحت و دقت کلی هر کدام از روشهای برآوردی مورد مطالعه تعبیر و تفسیر نمود.

همان طوری که در جدول مزبور مشاهده می‌شود، روش کریجینگ منجر به نقشه‌های شوری شده، که دارای دقت بالاتری نسبت به نقشه شوری حاصل از روش مساحی آزاد می‌باشد. معهذا از نظر کاربردی چنین دقتی نبایستی ایده‌آل تلقی شود. جداول دو طرفه تشابه را می‌توان به گونه‌ای دیگر مورد تفسیر و بررسی قرار داد، طوری که بتوان درجه تشابه و اشتراک هر کلاس شوری را به طور جداگانه تعیین نمود. بدین ترتیب می‌توان چگونگی پراکنش و توزیع درجه تشابه در میان کلاس‌های مختلف را نشان داد. برای این

1- Back-transformation
2- Two-sided similarity table
3- Overall accuracy

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

جدول ۳- جداول تشابه دو طرفه بین داده‌های معیار (ستونها) و (a) برآوردهای طبقه‌بندی شده توسط کریجینگ، (b) نقشه شوری حاصل از مساحی آزاد (ردیفها)

(a)

کریجینگ/داده‌های‌معیار							
	S۰	S۱	S۲	S۳	S۴	جمع‌ردیف	خطا٪
S۰	۳	–	۱	–	–	۴	۲۵
S۱	۸	۹	۲	–	–	۱۹	۵۳
S۲	۴	۲	–	–	–	۶	۱۰۰
S۳	–	۱	۲	۳	۴	۱۰	۷۰
S۴	۱	–	۲	۳	۵	۱۱	۵۵
جمع‌ستون	۱۶	۱۲	۷	۶	۹	۵۰	
خطا٪	۸۱	۲۵	۱۰۰	۵۰	۴۴		

دقت کلی: ۴۰٪

(b)

مساحی‌آزاد/ داده‌های‌معیار							
	S۰	S۱	S۲	S۳	S۴	جمع‌ردیف	خطا٪
S۰	۷	۷	–	–	–	۱۴	۵۰
S۱	۸	۴	۳	۱	۱	۱۷	۷۶
S۲	–	–	–	–	–	–	۰
S۳	–	–	۳	۳	۴	۱۰	۷۰
S۴	۱	۱	۱	۲	۴	۹	۵۶
جمع‌ستون	۱۶	۱۲	۷	۶	۹	۵۰	
خطا٪	۵۶	۶۷	۱۰۰	۵۰	۵۶		

دقت کلی: ۳۶٪

کار تعداد عناصری راکه در هرکلاس شوری به درستی تخمین زده و طبقه‌بندی شده‌اند (عناصر موجود بر روی قطر اصلی) بایستی بر تعداد کل عناصر موجود در ستون و یا ردیف مربوطه تقسیم نمود. در صورتی که تعداد کل عناصر موجود در ستونها در نظر گرفته شود عدد حاصل را اصطلاحاً خطاهای ناشی از حذف نمودن[1] نامیده و چنانچه تعداد کل عناصر موجود در ردیفها مورد نظر باشد نتیجه را خطاهای ناشی از ملحوظ داشتن[2] می‌نامند. از نظر عملی، یک کاربر خواهان حداقل بودن

1- Omission error 2- Commission error

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

خطاهای نوع اخیر است. در حقیقت این نوع خطا نشان دهندهٔ درجه قابلیت اعتماد[1] یک نقشه می‌باشد (۲۰). همانگونه که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، میزان اعتبار نقشه‌های طبقه‌بندی شده کریجینگ برای کلاس‌های شوری S۰ و S۱ به مراتب بیشتر از نقشه شوری منتج از مساحی خاکهاست. به دیگر سخن، درجه قابلیت اعتبار و اتکاء نقشه‌های کریجینگ در نشان دادن کلاس‌های شوری S۰ و S۱ حدود ۷۵٪ است. در حالی که نقشه شوری حاصل از مساحی خاکها با قابلیت اعتماد حدود ۵۰٪ قادر به شناساندن این دو کلاس شوری می‌باشد. تفسیر عملی این نتایج بدین‌گونه است که احتمال متعلق بودن نقاط تخمین زده شده شوری به کلاس‌های مزبور واقع در طبیعت، در روش کریجینگ خیلی بیشتر از روش مساحی آزاد است. از طرف دیگر هر دو روش با میزان قابلیت اعتماد تقریباً مشابهی کلاس‌های S۳ و S۴ را مشخص ساخته‌اند. این در حالی است که هر دو روش در نشان دادن صحیح کلاس S۲ ناموفق بوده‌اند.

نتایج نشان می‌دهد که از نقشه‌های کریجینگ به راحتی می‌توان به منظور تعیین ساختار پراکنش مکانی شوری در منطقه مورد مطالعه استفاده نمود. این امر را می‌توان ناشی از اثرات پیرایشی[2] مناسب در روش کریجینگ دانست (۱۴). از سوی دیگر، با توجه به ماهیت کمی این گونه نقشه‌ها، از آنها می‌توان به عنوان لایه‌های مختلف اطلاعاتی در سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی[3]، جهت تجزیه و تحلیلهای کمی بهره جست. بنابراین، می‌توان در کنار روشهای معمول تهیه نقشه‌های شوری خاک، از روشهای آماری ارائه شده در نظریه ژئواستاتیستیک نیز استفاده کرد.

سپاسگزاری

بدین وسیله از آقای مهندس فریدون نوربخش عضو هیئت علمی بخش تحقیقات خاک و آب اصفهان، به خاطر در اختیار نهادن اطلاعات و نقشه‌های مربوط تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع مورد استفاده

۱- وزارت کشاورزی. ۱۳۶۷. مطالعات خاک شناسی نیمه تفضیلی دقیق منطقه رامهرمز استان خوزستان.مؤسسه تحقیقات خاک و آب، نشریه فنی شماره ۷۶۰، ۱۳۳ صفحه.

۲- وزارت کشاورزی. ۱۳۵۸. راهنمای طبقه‌بندی اراضی برای کشت آبی. موسسه تحقیقات خاک و آب، نشریه شماره ۲۰۵، ۱۰۳ صفحه.

3- Alemi, M. H., M. R. Shahriari and D. R. Nielsen. 1988. Kriging and cokriging of soil properties. Soil Technology, 1: 117 - 132.

4- Alemi, M .H., M .R. Shahriari and D. R. Nielsen. 1988. Kriging and univariate modelling of a spatially correlated data. Soil Technology, 1: 133 - 147.

5- Aronoff, S. 1994. The map accuracy report: A user´s view. In: L. K. Fenstermaleer (Editor). Remote Sensing Thematic Assessment. American Society for Photogrammetry and Remote Sensing, PP 253 - 256.

6- Bouma, J., H .W .G. Booltink and P. A. Finke. 1996. Use of soil survey data for modelling solute transport in the Vadoze. J. Environ. Qual. 25: 519 - 526.

7- Burgess, T .M. and R. Webster. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. J. Soil Sci. 31: 315 - 331.

8- Burgess, T. M. and R. Webster. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block kriging. J. Soil Sci. 31: 333 - 341.

1- Reliability 2- Smoothing effect 3- Geographical Information System (GIS)

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]

9- Campbell, J. B. 1978. Spatial variation of sand content and pH within single contiguous delineations of two soil mapping units. Soil Sci. Soc. Am. J. 42: 460 - 464.

10- Chang, C., T. G. Sommerfeldt and T. Ents. 1988. Soil salinity and sand content variability determined by two statistical methods in an irrigated saline soil. Can. J. Soil Sci. 68: 209 - 221.

11- Goovaerts, P. 1997. Geostatistics for Natural Resources Evaluation. Oxford University Press, 512 p.

12- Hajrasuliha, S., N. Baniabassi, J. Metthey and D. R. Nielsen. 1980. Spatial variability of soil sampling for salinity studies in southwest Iran. Irrig. Sci. 1: 197 - 208.

13- Hosseini, E., J. Gallichand and J. Caron. 1993. Comparison of several interpolators for smoothing hydraulic conductivity data in south west Iran. ASAE, 36(6): 1687 - 1693.

14- Hosseini, E., J. Gallichand and D. Marcotte. 1994. Theoretical and experimental performance of spatial interpolation methods for soil salinity analysis. ASAE, 37 (6): 1799 - 1807.

15- Journel, A. G. and C. J. Huijbregts. 1978. Mining Geostatistics. Academic Press Inc. 599 P.

16- Krige, D.G. and E.J. Magri. 1982. Studies of the effects of outliers and data transformation on variogram estimates for a base metal and a gold ore body. Mathematical Geology, 14: 557 - 564.

17- Matheron, G. 1971. The theory of regionalized variables and its applications. Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathematique de Fontainebleau, No. 5. 208 p.

18- Mc Bratney, A. B., R. Webster, R. G. Mc Laren and R.B. Spiers. 1982. Regional variation of extractable copper and cobalt in the topsoil of south east Scotland. Agron. 2: 969 - 982.

19- Mohammadi, J. 1997. Geostatistical mapping of environmental soil hazards. Ph.D. thesis. Gent Univ. 196 p.

20- Story, M. and R.G. Congalton. 1994. Accuracy assessment: A user´s perspective . In: L.K. Fenstermaleer (Editor). Remote sensing thematic assessment. American Society for Photogrammetry and Remote Sensing, PP 257 - 259.

21- Webster, R. 1985. Quantitative spatial analysis of soil in the field. Adv. in Soil Sci. 3: 1 - 70.

22- Webster, R. and M. A. Oliver. 1990. Statistical Methods in Soil and Land Resource Survey. Oxford Univ. Press. 316 p.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1377.2.4.4.4]