

بررسی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی خاک با استفاده از روش های زمین آماری و تکنیک GIS در استان خوزستان

پیوند پاپن^۱ - مهناز مکفی^۲ - پروانه تیشه زن^۳

۱- کارشناس ارشد خاکشناسی سازمان آب و برق خوزستان payvand_p2006@yahoo.com

۲- کارشناس ارشد خاکشناسی علوم و تحقیقات اهواز Mahnaz.mokfi@gmail.com

۳- استادیار گروه مهندسی علوم آب دانشگاه شهید چمران اهواز

چکیده

تفسیر تغییرات مکانی خصوصیت هدایت هیدرولیکی خاک یکی از فاکتورهای مهم جهت برنامه‌ریزی دقیق انتقال آب و پروژه‌های زهکشی می‌باشد. این تحقیق با هدف تجزیه و تحلیل توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی خاک در منطقه زیدون (واقع در استان خوزستان) صورت گرفته است. در این پژوهش تعداد ۲۰۰ نمونه خاک بر روی شبکه منظم با فواصل ۱×۱ کیلومتری نمونه‌برداری شده است. جهت اندازه‌گیری مقدار هدایت هیدرولیکی در مواردی که سطح ایستابی کمتر از سه متری سطح زمین بود از روش چاهک و در غیر این صورت از روش پمپاژ به داخل چاهک سطحی (Shallow well pumpin test) انجام شده است استفاده گردیده است. در این تحقیق منطقه بندی اراضی کشاورزی منطقه زیدون از نظر هدایت هیدرولیکی (کم، متوسط، زیاد) با روش‌های چند ضلعی‌های تیسن و زمین آمار به کمک نرم‌افزار ArcGis و 9.2 انجام شد، و با هم مقایسه شدند. برآوردها به روش کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی و کریجینگ عمومی می‌باشد که از میان آنها کریجینگ ساده دقت برآورد بالاتری در منطقه دارد همچنین از میان مدل‌های واریوگرام، مدل کروی انتخاب شده است.

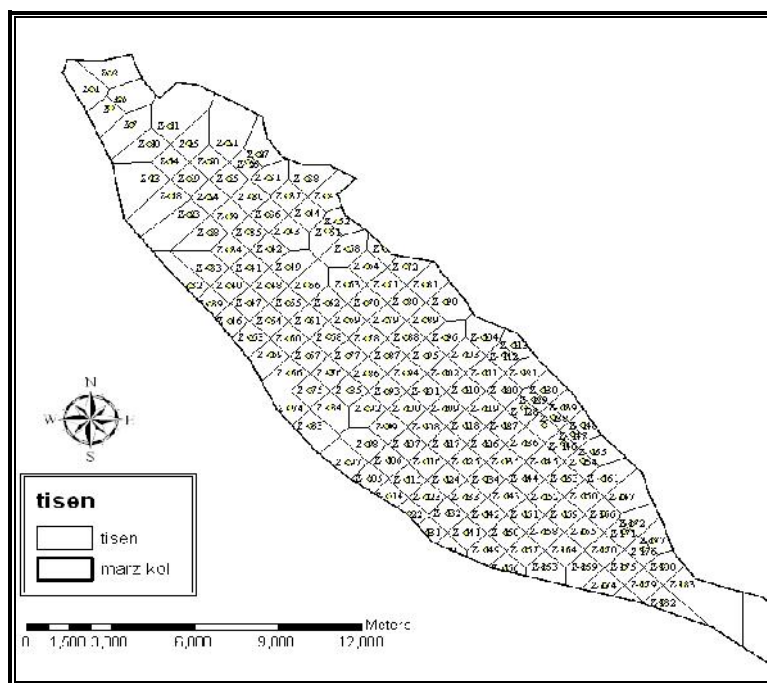
واژه‌های کلیدی: تغییرات مکانی، هدایت هیدرولیکی، زمین آمار، کریجینگ، تغییر نما

مقدمه

توجه روزافزون و نیاز وافر به در اختیار گذاشتن اطلاعات مربوط به تغییرات خصوصیات خاک از جمله هدایت هیدرولیکی و همچنین نیاز به اطلاعات کمی حاصل از برآورد آن در نقاطی که نمونه‌برداری نشده‌اند باعث رویکرد بسیاری از خاک‌شناسان به تکنیک‌های جدید آمار مکانی تحت عنوان ژئواستاتستیک شده است. استفاده از روش‌های زمین آماری به مفهوم امروزی آن در قدیم در محاسبات تخمین ذخیره معدن در سال ۱۹۱۹ صورت گرفته، سپس در چند دهه بعد، کریج و ماترون با انتشار مقالاتی، پایه‌های زمین آمار نوین را بنا نهادند. اغلب تخمین پارامترهای طرح‌های آب و خاک با استفاده از روش‌های ساده برآورد نقطه‌ای و یا با استفاده از روابط همبستگی انجام می‌شود. در رسم نقشه‌ها لازم است تعداد نقاط از حدی کمتر نباشد تا بتوان به دقت قابل قبولی دست یافت. در روش‌های کلاسیک، به دلیل در نظر نگرفتن پراکنش نقاط و فاصله مکانی و یا زمانی آن‌ها، امکان دستیابی به دقت مطلوب، همیشه امکان‌پذیر نمی‌باشد، برخلاف روش‌های کلاسیک، روش‌های زمین آمار، ضمن در نظر گرفتن ارتباط بین نقاط و موقعیت مکانی آن‌ها، اغلب دقت قابل قبولی را عاید می‌سازند.

دلبری و همکاران (۲۰۰۴)، در تحقیقی، ارزیابی روش‌های زمین آمار در برآورد هدایت هیدرولیکی خاک در مناطق شیب آب و پشت آب پایین دشت سیستان را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که همبستگی مکانی هدایت هیدرولیکی در منطقه دشت سیستان نسبتاً کم بوده، به طوری که نیم تغییر نمای تجربی هدایت هیدرولیکی اشباع با یک روند تقریباً کروی تا شعاع تأثیر ۱۵ km دارای $\frac{Co}{Sill}$ برابر ۸۳ درصد می‌باشد. در این مطالعه، TPSS با توان دو (MAE برابر ۱/۰۹۴ متر بر روز)، نتایج دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها در برآورد هدایت هیدرولیکی تعدیل شده ارائه دادند. ایوبی و خرمالی (۲۰۰۷)، عوامل کنترل‌کننده تغییرات مکانی عناصر غذایی پر مصرف و کم مصرف را با استفاده از تلفیق آنالیز مؤلفه‌های اصلی به عنوان یک روش کلاسیک و روش زمین آمار در مزارع روستای آپاپولی ایالت آندرا پرادش هند انجام داده‌اند. عالمی و همکاران (۱۹۸۰) در مطالعه‌ای با استفاده از روش‌های زمین آماری، تغییرات ضریب آبگذری خاک‌ها را در آذربایجان شرقی بررسی کردند و نتایج حاصله، حاکی از وجود همبستگی مکانی هدایت هیدرولیکی بود. حسینی و همکاران (۱۹۹۳) در بررسی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی خاک و تهیه نقشه‌های هم‌آگذری در منطقه جنوب غربی ایران، به این نتیجه رسید که مقدار MAD در سه روش کریجینگ معمولی یونیورسال، کریجینگ با روند خطی و میانگین متحرک وزنی (با درجه ۲)، از روش‌های دیگر کمتر بوده است. سرعت نفوذ (IR) و هدایت هیدرولیکی اشباع خاک (KS) بیشترین تغییرات زمین آماری و آماری را در بین خصوصیات فیزیکی و هیدرولیکی خاک دارند. (وست و بوش، ۱۹۹۸) و (ارشین، ۲۰۰۳) (هیل و تسگای، ۱۹۹۸) با توجه به مشکلات موجود در میان‌یابی و تخمین متغیر نفوذپذیری سطحی خاک، که نیاز به هزینه و زمان زیادی دارد، از تکنیک‌های زمین آماری در جهت تعیین تغییرات مکانی این خصوصیت خاک، استفاده شده است.

هدف از این پژوهش، بررسی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک دشت زیدون استان خوزستان بر اساس روشهای زمین‌آماری به منظور دستیابی به یک الگوی صحیح درون‌یابی بوده است.



شکل (۱): الگوی نمونه برداری و موقعیت نمونه‌ها در منطقه مورد مطالعه

مواد و روش‌ها

این تحقیق در محدوده‌ای با وسعت تقریبی ۲۰۰۰۰ هکتار که در جنوب شرقی استان خوزستان و در حد فاصل رودخانه زهره و اراضی کوهستانی واقع شده، انجام گرفته است. اراضی طرح زیدون، در استان خوزستان و با مختصات جغرافیایی ۳۳۲۰۰۰ تا ۳۵۵۰۰۰ شرقی و ۳۳۹۸۰۰۰ تا ۳۴۱۳۰۰۰ شمالی می‌باشد.

اندازه‌گیری ضریب آبگذاری در ۲۰۰ نقطه، به صورت شبکه منظم (۱×۱) کیلومتر انجام شده و توسط GPS نقاط مورد نظر پیدا شدند. اندازه‌گیری ضریب آبگذاری خاک‌ها به طور کلی با توجه به عمق برخورد به سطح ایستابی در بالا و یا در زیر سطح ایستابی انجام می‌گیرد. در مواردی که سطح ایستابی کمتر از سه متری سطح زمین می‌باشد، جهت اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی از روش چاهک و در غیر این صورت زمانی که در حین حفاری به سطح ایستابی برخورد نکرده و یا اینکه سطح ایستابی در عمقی به مراتب پایین‌تر از عمق نصب زهکش قرار داشته باشد، جهت اندازه‌گیری ضریب آبگذاری خاک از روش پمپاژ به داخل چاهک سطحی استفاده گردیده است.

بعد از اطمینان حاصل کردن از نرمال بودن داده‌ها، اقدام به تجزیه و تحلیل ساختار تغییرات مکانی با استفاده از تغییرنا صورت گرفت. تغییرنا، تغییرات فاصله‌ای یا ساختار تغییرپذیری یک متغیر خاص را نشان داده و از ابزارهای اساسی زمین‌آمار جهت بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک می‌باشد (ایساک و سریواستاو، ۱۹۸۹). برای واریوگرم ایده‌آل، سه پارامتر را می‌توان به صورت اثر قطعه‌ای، حد آستانه و دامنه مؤثر بیان کرد. اثر قطعه‌ای بیان‌کننده مؤلفه غیرساختاری (تصادفی) واریانس می‌باشد. حد آستانه تقریبی از واریانس کل را ارائه نموده و مقدار دامنه، بیان‌گر فاصله‌ای است که در ماورای آن نمونه‌ها را می‌توان مستقل از یکدیگر به حساب آورد (محمدی، ۲۰۰۶). درجه وابستگی مکانی از تقسیم واریانس اثر قطعه‌ای به واریانس کل (آستانه) ضرب در ۱۰۰ به دست می‌آید. اگر نسبت کمتر از ۲۵ درصد باشد، متغیر دارای کلاس وابستگی مکانی قوی می‌باشد، اگر نسبت بین ۲۵ تا ۷۵ درصد باشد، متغیر کلاس وابستگی مکانی متوسط دارد و اگر نسبت بیش از ۷۵ درصد باشد، متغیر دارای کلاس وابستگی مکانی ضعیف است. در این تحقیق، بر اساس واریوگرام‌های تجربی متغیرهای مورد مطالعه و با استفاده از نرم‌افزار GS⁺ (v.5.1)، مدل نهایی بر تغییرنا، برازش داده شده و با استفاده از نرم‌افزار Variowin 2.2 (پنتیر، ۱۹۹۶)، تغییرناهای رویه تهیه شدند. تابع تغییرنا، مدل نمایی به صورت زیر می‌باشد:

$$\gamma(h) = c \left\{ 1 - \exp\left(-\frac{h}{r}\right) \right\} \quad (۱)$$

که در آن، C، حد آستانه و r اصطلاحاً فاکتور فاصله است. فاکتور فاصله گستره مکانی مدل را تعیین می‌کند (محمدی و همکاران، ۲۰۰۸). پس از تعیین پارامترهای مدل براساس حداقل کردن وزن‌های محاسبه شده برای هر نقطه با استفاده از معادله (۲) انجام گرفت:

$$\hat{Z}(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_i(x_i) \quad (۲)$$

که در آن، $\{x_i\}$ ، وزن متغیر در نقاط اندازه‌گیری شده و $Z(x_i)$ مقدار متغیر در نقاط اندازه‌گیری شده است (محمدی و همکاران، ۲۰۰۸). کریجینگ، تفکیک میان یابی یک متغیر در نواحی نمونه برداری نشده به کمک مقادیر متغیر در نقاط نمونه برداری شده مجاور وزن‌های تعیین شده توسط مدل تغییر نما می باشد (محمدی، ۲۰۰۶). نقشه‌های هم مقدار نیز به وسیله نرم افزار 8 Surfer تهیه گردید.

نتایج و بحث

ناحیه بندی هدایت هیدرولیکی منطقه با استفاده از روش اینترپولاسیون Kriging

بدین منظور داده‌های هدایت هیدرولیکی منطقه به عنوان داده‌های ورودی به نرم‌افزار GS+ و GIS9.2 مورد استفاده قرار گرفت در ابتدا از آنجا که روش اینترپولاسیون کریجینگ برای داده‌هایی که توزیع آنها به توزیع نرمال نزدیک می‌باشد، مقادیر آن به واقعیت نزدیکتر است و نوع اینترپولاسیون آن خطی می‌باشد لذا جهت بررسی توزیع داده‌های هدایت هیدرولیکی محدوده طرح توزیع آن توسط این نرم‌افزار رسم گردید که در نمودار (۱) آمده است بدلیل آنکه توزیع نرمال دارای چولگی ۰ و کشیدگی ۳ می‌باشد، دیده می‌شود که داده‌های هدایت هیدرولیکی منطقه بدلیل داشتن چولگی (skewnes) ۱/۴۵ و کشیدگی (kurtosis) ۲/۰۲ از توزیع نرمال برخوردار نمی‌باشد لذا جهت استفاده از روش کریجینگ این داده‌ها می‌بایست توسط روشهای تبدیل توزیع غیر نرمال به نرمال به داده‌هایی با توزیع نرمال تبدیل گردد یکی از این تبدیلات تبدیل لگاریتمی می‌باشد در داده‌های با توزیع لاگ نرمال، داده‌ها تحت تابع تبدیل لگاریتمی، به توزیع نرمال نزدیک می‌شوند. تابع توزیع لاگ نرمال به صورت زیر تعریف می‌شود.

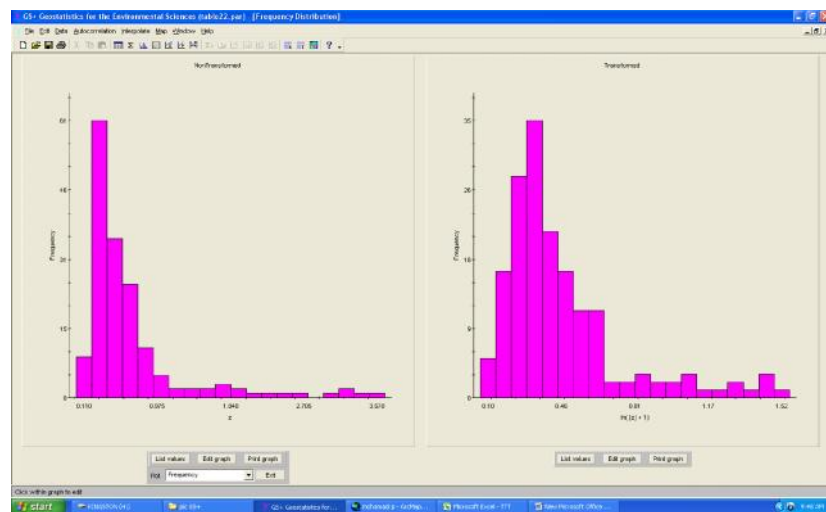
$$f(x) = \frac{1}{xS\sqrt{2f}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - r}{s}\right)^2} \quad (x > 0)$$

که در آن r و S به ترتیب میانگین و انحراف معیار داده‌های تبدیل یافته می‌باشند. با در دست داشتن r و S و تابع توزیع فوق می‌توان میانگین و انحراف معیار واقعی داده‌ها را بطریق زیر محاسبه کرد.

$$\bar{x} = E(x) = \int \frac{1}{S\sqrt{2f}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - r}{s}\right)^2} = e^{r + \frac{s^2}{2}}$$

$$s^2 = E(x - \bar{x})^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{(x - \bar{x})^2}{xS\sqrt{2f}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \bar{x}}{s}\right)^2} = \bar{x}^2 (e^{s^2} - 1)$$

که در آن V یک عدد مثبت خیلی کوچک است که بدلیل نامعین بودن $\ln x$ در نقطه $x=0$ بعنوان حد پایین انتگرال ظاهر شده است. سطح اعتماد در این حالت نیز مانند تابع توزیع نرمال، برای داده‌های تبدیل یافته (که توزیع آنها نرمال است) محاسبه می‌شود.



ن

نمودار (۱) توزیع داده‌های هدایت هیدرولیکی منطقه قبل و بعد از تبدیل

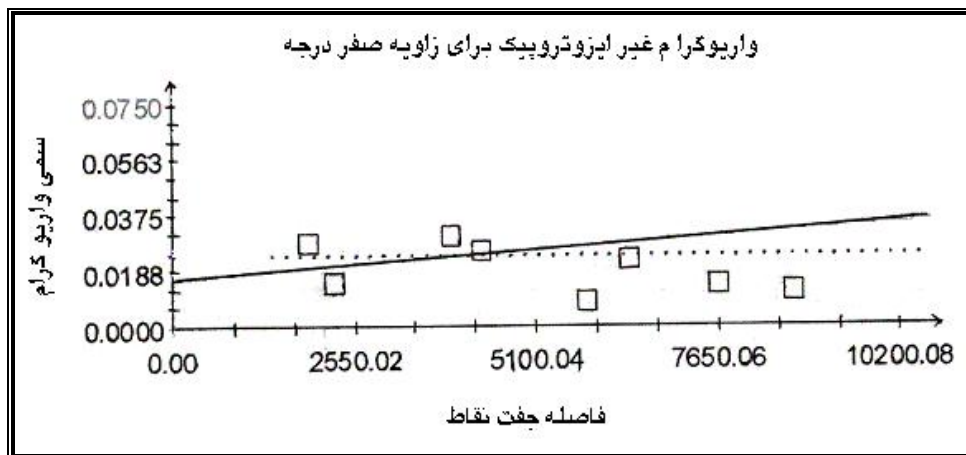
برای بدست آوردن مقدار واقعی حد بالا (VL) و حد پایین (UL) از روابط زیر استفاده می‌شود.

$$LL = e^{r_{LL} + s^2/2} \quad VL = e^{r_{VL} + s^2/2}$$

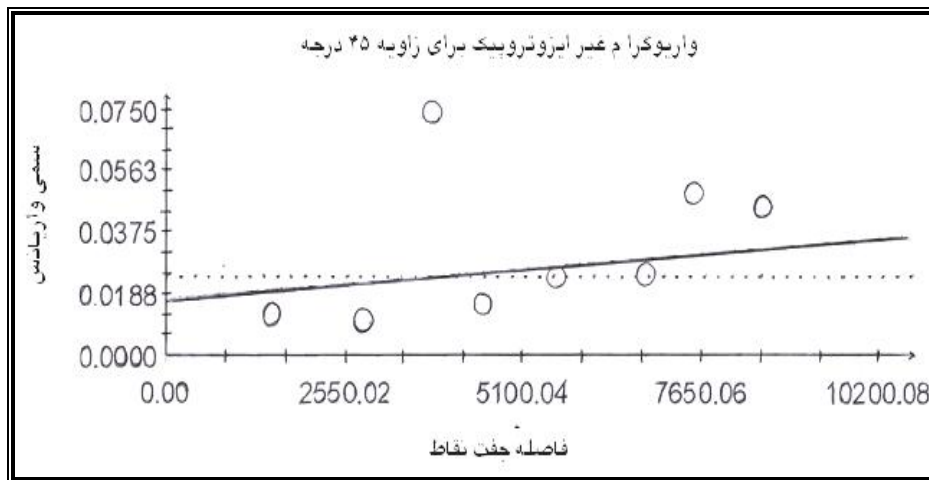
که در آن LL و UL حد بالا و پایین میانگین داده‌های تبدیل یافته در سطح اعتماد مورد نظر است. بنابراین با استفاده از تبدیل لگاریتمی توزیع داده‌های هدایت هیدرولیکی به توزیع نرمال با چولگی و 0.3 و کشیدگی 2.5 نزدیک شد که در نمودار (۱) نشان داده شده است پس از تبدیل داده‌ها اقدام به رسم سمی واریوگرام داده‌ها گردید جهت رسم سمی واریوگرام داده‌های هدایت هیدرولیکی در منطقه از آنجا که فاصله نقاط از هم یکسان بودند و برای استفاده از بیشترین جفت نقاط ممکن در ترسیم واریوگرام مربوطه، میانگین فاصله نقاط را به عنوان فاصله جفت نقاط جهت رسم سمی واریوگرام استفاده شد یکی دیگر از مواردی که در رسم سمی واریوگرام هدایت هیدرولیکی نقاط منطقه در نظر گرفته شده است خاصیت ایزوتروپیک و یا غیرایزوتروپیک بودن منطقه است.

از قابلیت‌های این نرم‌افزار و از خصوصیات کریجینگ آن است که این روش می‌تواند همبستگی داده‌ها را در جهات مختلف بررسی کند که از فواید آن بدست آوردن بهترین جهت برای در نظر گرفتن همبستگی فضایی و تابع متغیر تصادفی است زیرا شکل تابع واریوگرام در نزدیکی مبدأ نشان دهنده میزان همبستگی و یا همگن داده‌های مورد نظر می‌باشد بدین ترتیب که شیب کم واریوگرام در نزدیکی مبدأ دلالت بر وجود پیوستگی متغیر ناحیه‌ای دارد و از مشخصات بارز این حالت، رفتار سهمی گونه واریوگرام در نزدیکی مبدأ می‌باشد. به طوری که واریوگرام در مبدأ دوبار مشتق پذیر می‌گردد. این نوع رفتار دلالت بر وجود ساختار فضایی با پیوستگی بالا دارد و هر چه شیب واریوگرام در مبدأ بیشتر باشد ناپیوستگی متغیر ناحیه‌ای در فضای توزیع بیشتر است. همچنین قسمت میانی واریوگرام نشان دهنده میزان همگنی داده‌های توزیع می‌باشد به این ترتیب که هر قدر شیب این قسمت از منحنی بیشتر باشد، محیط ناهمگن تر است و در فاصله کمی به سقف می‌رسد. بدیهی است در این حالت دامنه تأثیر کوچکتر خواهد بود. بنابراین ساختار فضایی در فاصله کوچکی وجود خواهد داشت. بنابراین با رسم واریوگرام در جهات مختلف و بدست آوردن منحنی ناهمسانگردی، که نشان دهنده تغییرات دامنه تأثیر یا سقف واریوگرام در جهات مختلف است با این روش می‌توان واریوگرام‌های رسم شده در جهات مختلف را با هم مقایسه کرد. در مواردیکه واریوگرام‌های رسم شده در جهات مختلف دارای سقف یکسان ولی دامنه تأثیر متفاوت باشند برای آن کمیت در آن محیط ناهمسانگردی هندسی وجود خواهد داشت و این بدان معنی است که اگرچه کل تغییرپذیری (بی‌ساختار و ساختاردار) در جهات مختلف یکسان است ولی بزرگی محدوده‌ای که در آن داده‌ها از خود ساختار فضایی نشان می‌دهند و بنحوی با یکدیگر در ارتباط هستند. در جهات مختلف متفاوت است. لذا می‌توان گفت که برای چنین حالتی دامنه تأثیر در جهات مختلف با هم متفاوت است. با رسم واریوگرام در جهات مختلف و برازش رویه به آنها می‌توان همسانگردی و یا ناهمسانگردی را به تصویر کشید. در صورتیکه رویه واریوگرام متقارن باشد، محیط همسانگرد و در صورتیکه در جهت کشیدگی داشته باشند محیط ناهمسانگرد تلقی می‌گردد. شناخت ناهمسانگردی هندسی باعث طراحی شبکه

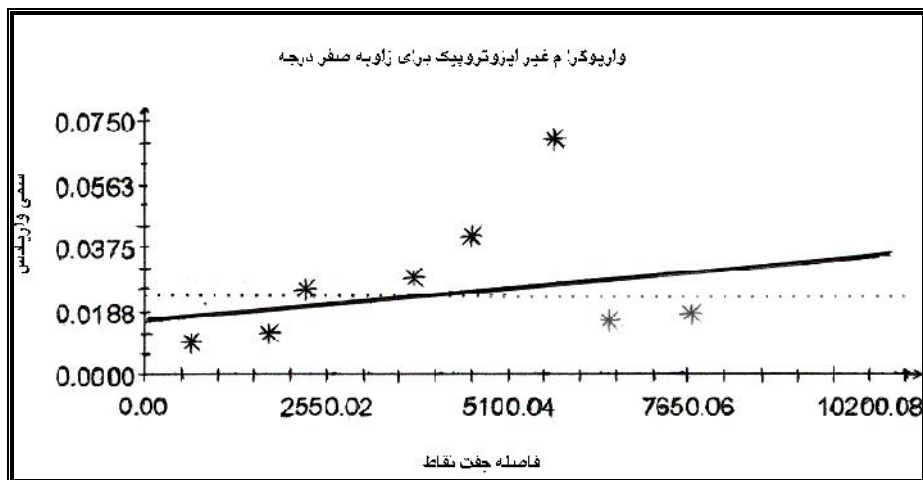
نمونه برداری بهینه و همچنین تعیین شعاع جستجو در هنگام تخمین به روش کریجینگ می‌گردد. همچنین در حالتی که سقف واریوگرام در جهات مختلف متفاوت باشد نشان دهنده ناهمسانگردی منطقه‌ای می‌باشد بنابراین بهترین جهت برای رسم واریوگرام و بدست آوردن ساختار فضایی متغییر ناحیه‌ای در جهتی است که در آن جهت رویه واریوگرام شیب حداقل داشته و به پایین‌ترین مقدار خود برسد زیرا با این روش روند احتمالی موجود در ساختار فضایی متغیر ناحیه‌ای نیز از بین خواهد رفت زیرا در صورت وجود روند شرایط پایایی جهت برقراری معادلات تخمین کریجینگ برقرار نخواهد بود، زیرا در صورت وجود روند میانگین تابعی از مختصات می‌باشد و این شرط اول پایایی را نقض خواهد کرد. پس با رسم واریوگرام جهتی با فرض Anisotropic بودن منطقه در جهت‌های ۰° و ۴۵° و ۹۰° و همچنین ۱۳۵° دیده می‌شود که این واریوگرامها در جهات مختلف همگن و از یک نوع می‌باشند و میزان دامنه تأثیر و سقف آنها یکسان می‌باشند و از ساختار فضایی مدل نمائی (Exponential) پیروی می‌کنند، این واریوگرامها در نمودارهای (۲) تا (۵) همچنین در جدول (۱) پارامترهایی که موجب انتخاب این نوع واریوگرام نسبت به واریوگرامهای دیگر شده است دیده می‌شود. در این واریوگرامهای مدل نمایی میزان اثر قطعه‌ای ($C_0 = 0.0158$) و سقف واریوگرام ($C_0 + C = 0.9094$) می‌باشد با توجه به این اعداد از آنجا که نسبت $\frac{C_0}{Q^2} < \frac{1}{2}$ می‌گردد می‌توان فهمید که نقش مؤلفه ساختاردار واریوگرام بیش از نقش مؤلفه بی‌ساختار آن است و این نشان دهنده استحکام ساختار فضایی منطقه می‌باشد. در شکل (۲) رویه واریوگرام حاصل از Anisotropic بودن منطقه رسم شده است. اشکال (۳) و (۴) نمای دو بعدی و سه بعدی تخمین کریجینگ برای هدایت هیدرولیکی در سطح منطقه را نشان می‌دهند.



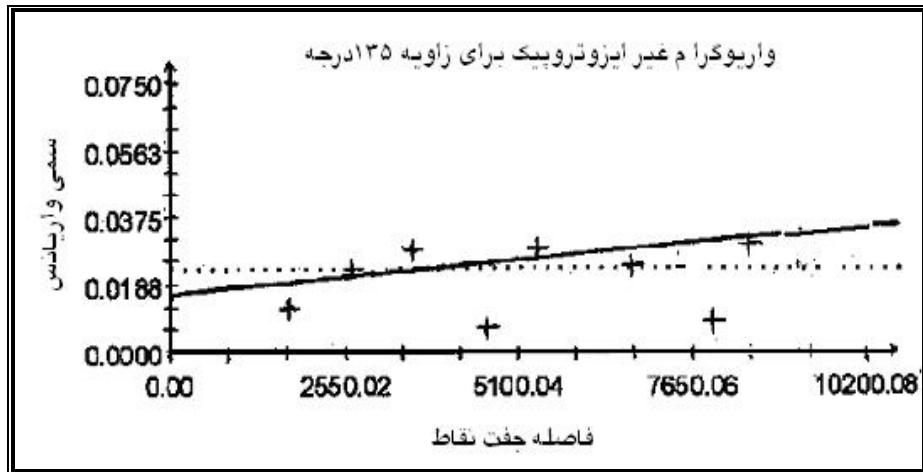
نمودار (۲) منحنی واریو گرام جهت‌ی برای زاویه صفر درجه در سطح منطقه



نمودار (۳) منحنی واریو گرام جهت‌ی برای زاویه چهل و پنج درجه در سطح منطقه



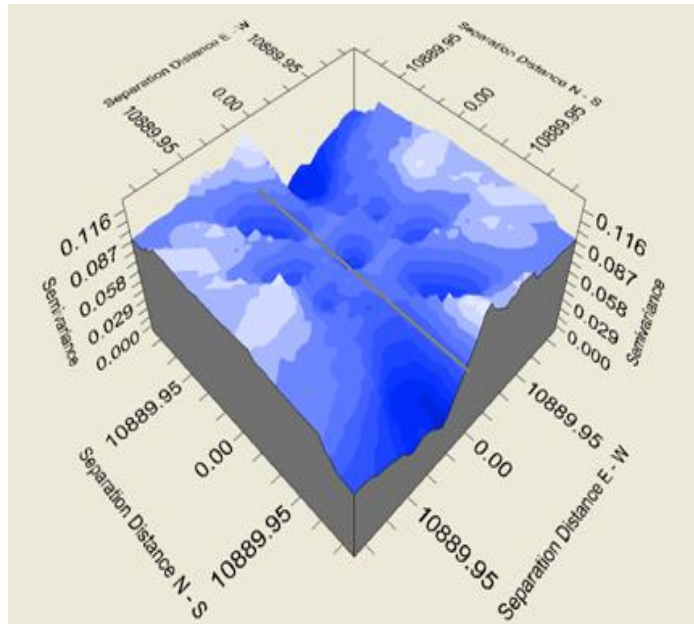
نمودار (۴) منحنی واریو گرام جهت‌ی برای زاویه نود درجه در سطح منطقه



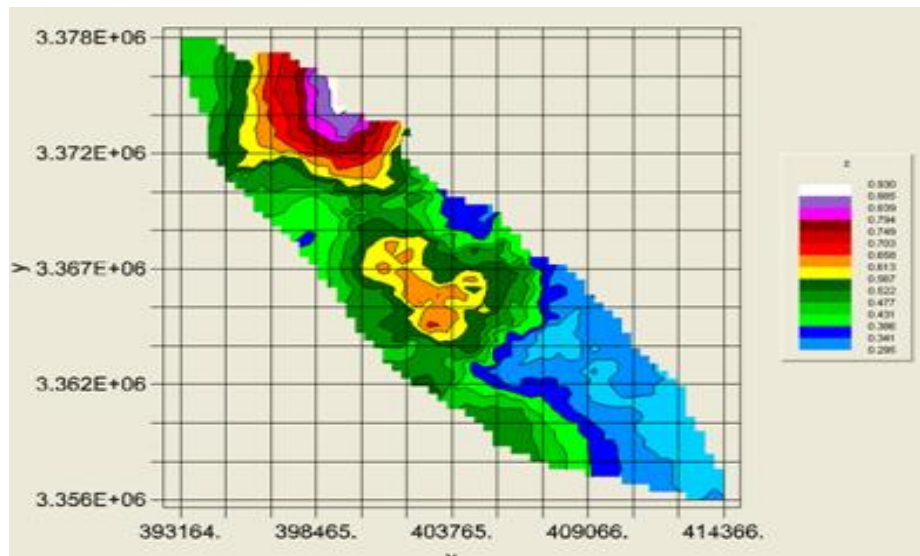
نمودار (۵) منحنی واریوگرام جهتی برای زاویه صدوسی و پنج درجه در سطح منطقه

جدول (۱) مقایسه پارامترهای واریوگرامهای مختلف

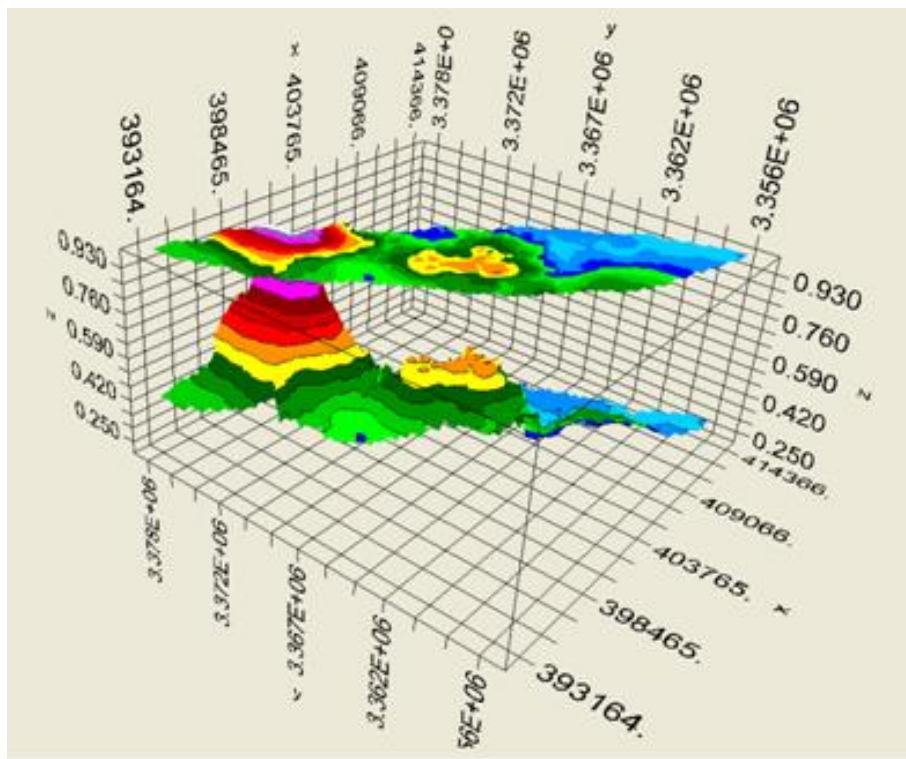
| مدل واریوگرام | اثر قطعه ای | C+CO دامنه | دامنه تاثیر | | نسبت C/(C+CO) | ضریب همبستگی |
|--------------------|--------------|--------------|-------------|-------------|------------------|-----------------|
| | | | Major | Minor | | |
| Spherical | 0.015 | 0.090 | 5333 | 53330 | 0.83 | 0.6 |
| Exponential | 0.015 | 0.090 | 6530 | 6530 | 0.82 | 0.75 |
| Linear | 0.016 | 0.091 | 42450 | 42450 | 0.81 | 0.6 |
| Linear to sill | 0.016 | 0.091 | 42080 | 42080 | 0.81 | 0.6 |
| Geussian | 0.021 | 0.0971 | 42833 | 42833 | 0.77 | 0.65 |



شکل (۲) رویه واریوگرام رسم شده در منطقه

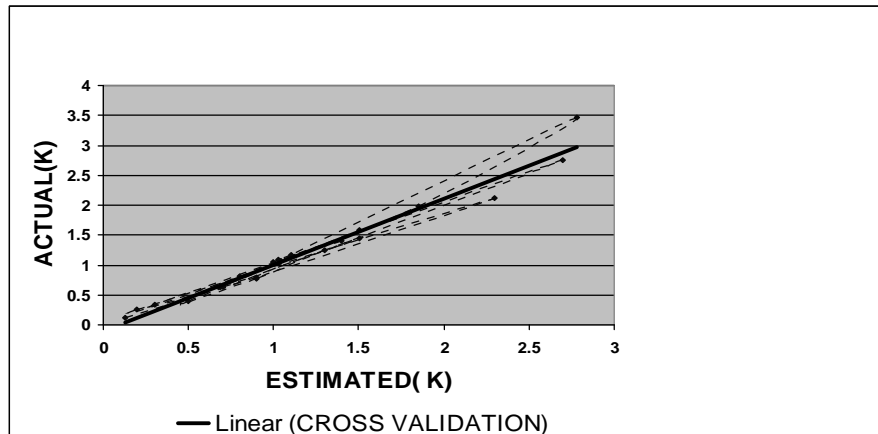


شکل (۳) نمای دو بعدی تخمین کریجینگ برای مقادیر هدایت هیدرولیکی در سطح منطقه



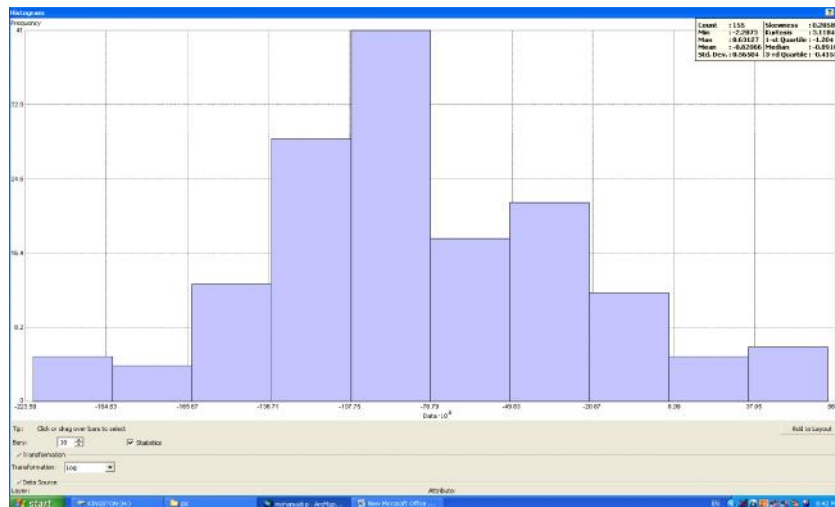
شکل (۴) نمای سه بعدی تخمین کریجینگ برای مقادیر هدایت هیدرولیکی در سطح منطقه

برای ارزیابی میزان اریب بودن یا نبودن تخمین‌های بدست آمده از روش (Cross validation) استفاده شد همانطور که در نمودار (۶) دیده می‌شود مقادیر تخمین زده شده با این روش در نقاطی که مقادیر آنها اندازه‌گیری شده بودند به هم نزدیک می‌باشند و این امر باعث شده است که خط برازش شده با $r^2=0.70$ بین مقادیر واقعی و تخمین زده شده به شیب ۴۵ نزدیک گردد.



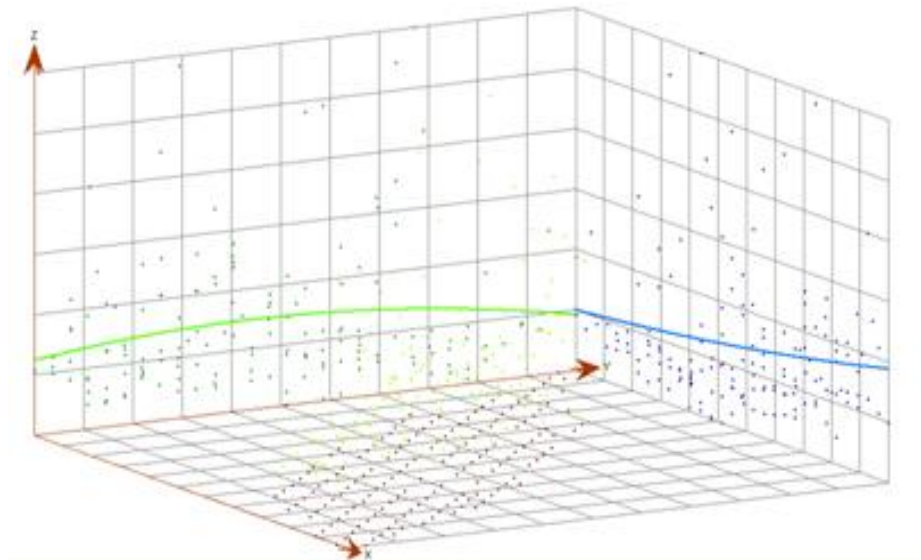
نمودار (۶) منحنی روش cross validation جهت ارزیابی تخمین کریجینگ

همچنین هر یک از مراحل فوق با استفاده از برنامه GIS9.2 و Extention geostatistical analysis بررسی شد تا بتوان بهترین روش را برای تخمین از میان این روشها انتخاب کنیم. در مرحله اول توزیع داده‌های هدایت هیدرولیکی توسط برنامه آنالیز شد که نتیجه آن پس از تبدیلات لازم جهت نرمال نمودن داده‌ها در نمودار ۷ نشان داده شده است.



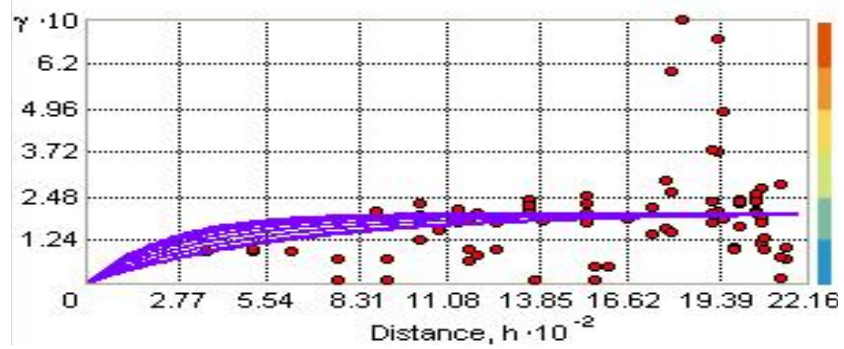
نمودار (۷) منحنی توزیع داده‌های هدایت هیدرولیکی منطقه در نرم افزار Arc Gis

که داده‌ها پس از تبدیل دارای چولگی ۰,۲ و کشیدگی ۳ شدند سپس وجود یا عدم وجود روند در داده‌ها بررسی گردید همانطور که در نمودار (۸) دیده می‌شود داده‌ها در راستای X,Y دارای روند می‌باشند وجود روند در داده‌ها باعث ایجاد خطای تخمین می‌شود لذا می‌بایست در هنگام تخمین داده‌ها روند را حذف نمود.

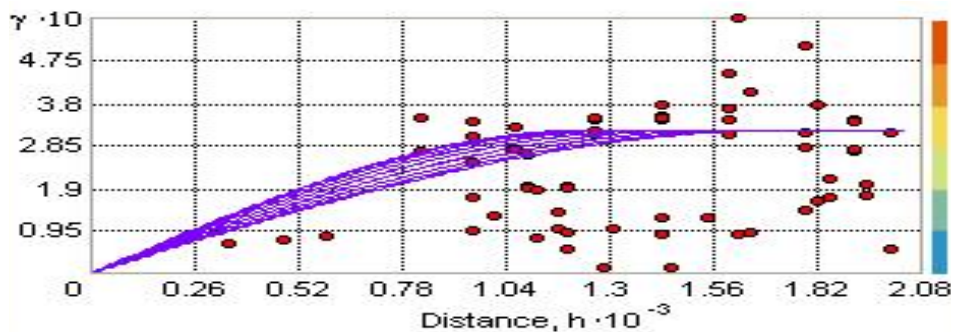


نمودار (۸) منحنی وجود روند در راستای محورهای X,Y

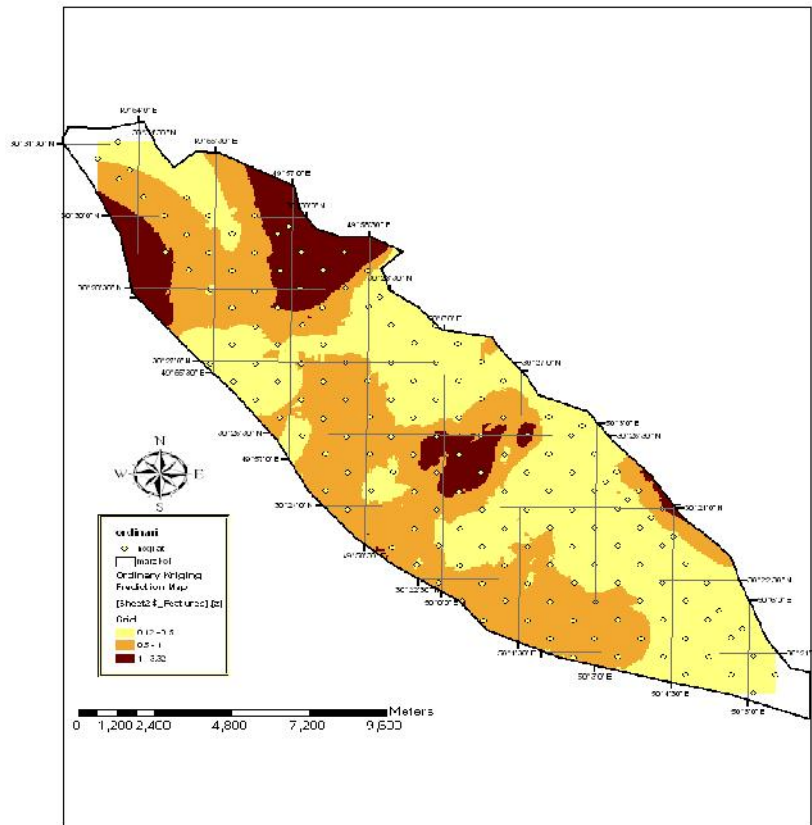
آنالیز داده‌ها به روشهای مختلف simple kriging, ordinary kriging, Universal kriging صورت گرفت با توجه به نتایج بدست آمده از روش simple kriging دیده شد که نتایج این روش از خطای کمتری برخوردار می‌باشد لذا از این روش برای تخمین وناحیه بندی هدایت هیدرولیکی در سطح منطقه استفاده گردید. نمودار (۹) و (۱۰) واریوگرام‌های بدست آمده را نشان می‌دهند و همچنین اشکال (۷) و (۶) و (۹) نشان دهنده پراکنش تخمین کریجینگ در سطح منطقه مورد نظر می‌باشد. برای ارزیابی میزان اریب بودن یا نبودن تخمینهای بدست آمده از روش (Cross validation) استفاده شد همانطور که در نمودار (۱۱) دیده می‌شود مقادیر تخمین زده شده به روش Simple kriging در نقاطی که مقادیر آنها اندازه‌گیری شده بودند. به هم نزدیک می‌باشند و این امر باعث شده است که خط برازش شده با $r^2=0.77$ بین مقادیر واقعی و تخمین زده شده به شیب ۴۵° بسیار نزدیک گردد.



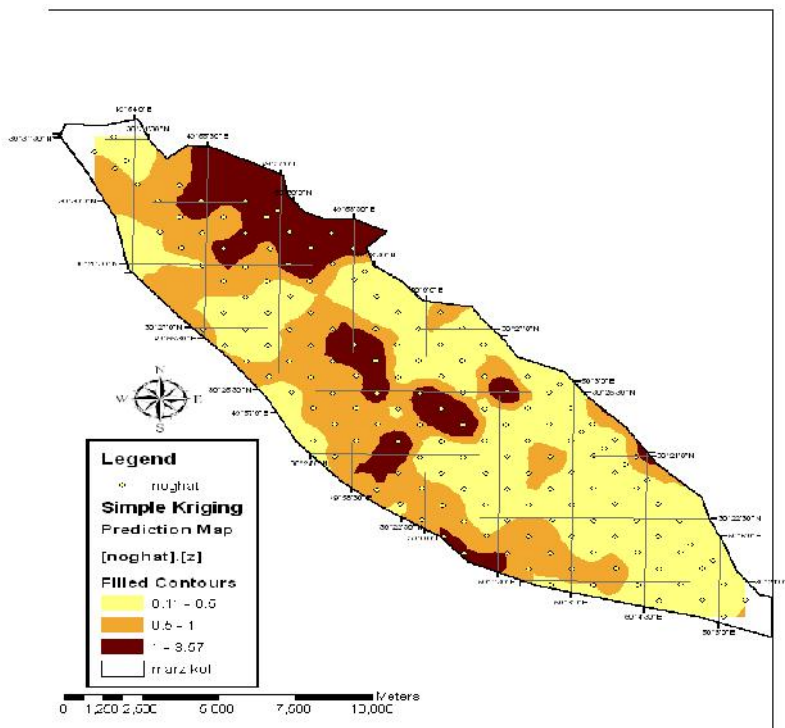
نمودار (۹) منحنی واریوگرام بدست آمده در حالت **Anisotropy,ordinary**



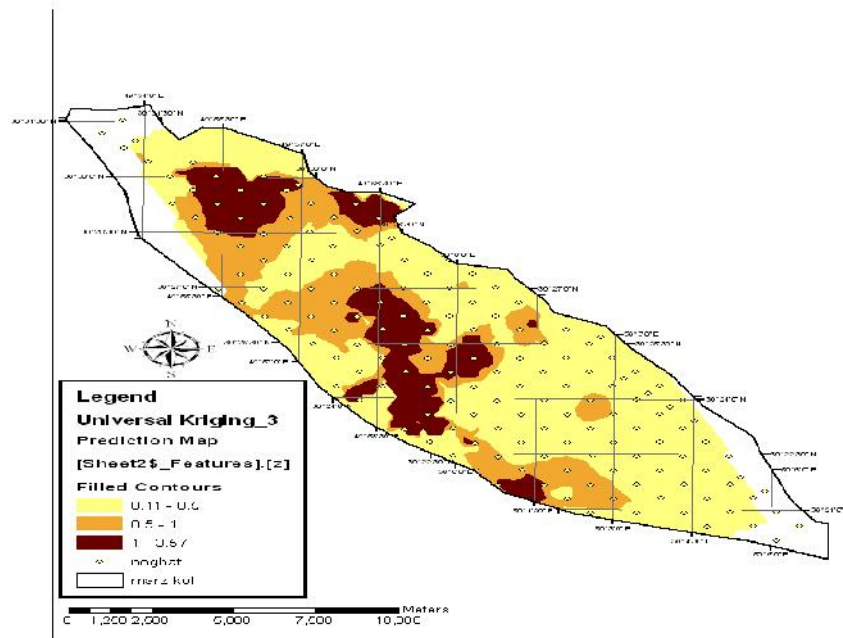
نمودار (۱۰) منحنی واریوگرام بدست آمده در حالت **Anisotropy,simple**



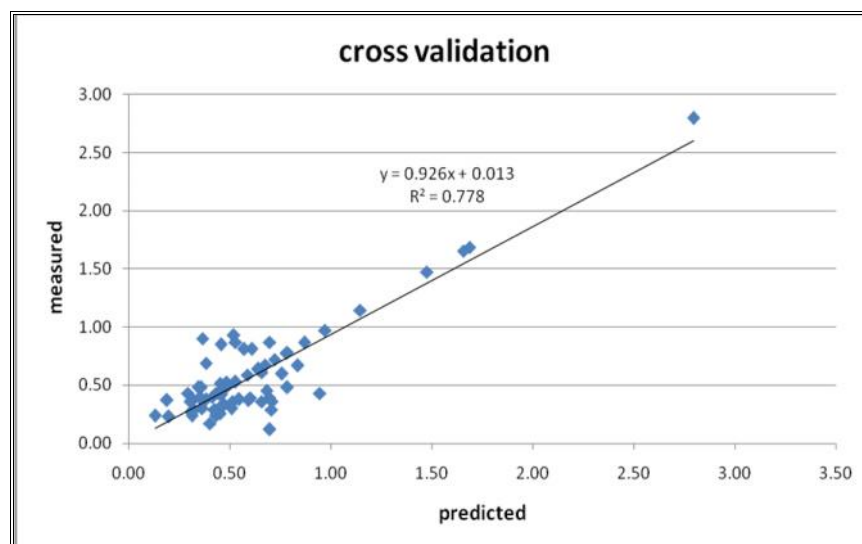
شکل (۷) پراکنش تخمین کریجینگ در سطح منطقه به روش کریجینگ معمولی (Ordinary)



شکل (۸) پراکنش تخمین کریجینگ در سطح منطقه به روش کریجینگ ساده (Simple)



شکل (۹) پراکنش تخمین کریجینگ در سطح منطقه به روش کریجینگ عمومی (Universal)



نمودار (۱۱) منحنی روش Cross Validation جهت ارزیابی تخمین کریجینگ ساده

مقادیر مساحت و متوسط هدایت هیدرولیکی (K) و تخلخل قابل زهکشی (S) نواحی منطقه در روش کریجینگ ساده در جدول (۲) آمده است با توجه به این مقادیر فاصله زهکش‌ها در هر ناحیه تعیین می‌شوند.

جدول (۲) مقادیر مساحت و متوسط هدایت هیدرولیکی و تخلخل قابل زهکشی نواحی منطقه

طرح در برآورد کریجینگ

| مقادیر مساحت و متوسط هدایت هیدرولیکی و تخلخل قابل زهکشی نواحی منطقه | | | | |
|---|---------------|----------------|------------|----------------|
| ردیف | حدود K | (K) متوسط وزنی | مساحت (Ha) | (S) متوسط وزنی |
| 1 | $k < 0.5$ | 0.4 | 10065 | 8 |
| 2 | $0.5 < k < 1$ | 0.9 | 6635 | 12 |
| 3 | $k > 1$ | 1.3 | 2071 | 15 |

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان این مقاله از سازمان آب و برق خوزستان و دفتر تحقیقات و استانداردهای شبکه‌های آبیاری و زهکشی تشکر و قدردانی می‌نمایند.

مراجع

1. Algebro, p.A, l.thylen, p.c.Robert, RHRustardw.e.Larson(1999).variable nitrogen application effect on crop yield and quality .proceeding of the fourth international conference on precision agriculture, st.paul Minesota, USA, 19-12 JULY, PART A and part B. 709-717
2. Bhatti, A.U.A.Bakhsh, MAFZAL and A.H.Gurmani.(1999).Spatial variability of soil properties and wheat yield irrigated field communication in soil science and plant Analysis. 30(9-10): (1279-1290)

3. Gallichand ,J.and D.Marcotte,(1992)B.Mapping clay content for subsurface drainage in the Nile delta .GEODERMA .58-165-179Lang,c.kriging interpolation .dept.of computer science, cornell universityPozdnakova,L.,r.d.zhang,P.C.Robert,R.H.Rust and W.E Larsen.(1999).Estimating spatial variability of soil salinity using geostatistical methods. Proceeding of the fourth international conferences on precision Agriculture ,st.Paul,Minesota ,USA.partAandB,79-89
4. Qin ,y.D.(1998).semivariogram problems in soil spatial variability. Transaction of Chinese Society of Agricultural Engineering.
5. Yates,S.R and A.W.Warick.(1987).Estimating soil water content using cokriging.soil sci.soc.AMJ.51(1):23-3
6. Zupan,M.,J.W.Einax,j.kraft,F.Lonik and V.Hudnik.(2000).chemometric characterization of soil and plant pollution.part1:multivariate data analysis and geostatistical determination of relationship and spatial structure of inorganic contaminants in soil,Environmental science and pollution research International.7(2):89-96