

بررسی تغییرات مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت بجنستان جهت مصارف شرب و کشاورزی با استفاده از روش های زمین آماری

حلیمه پیری^{۱*}، حسین انصاری^۲ و ابوالفضل بامری^۳

*۱- نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، گروه مهندسی آب، دانشگاه فردوسی مشهد H_piri2880@yahoo.com

۲- دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

۳- هیات علمی دانشگاه زابل، گروه خاکشناسی

تاریخ پذیرش: ۹۲/۷/۳۰

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۱/۱۸

چکیده

سفره‌های آب زیرزمینی به عنوان یکی از مهمترین منابع تأمین کننده آب با خطرات متفاوتی مانند افت سطح، کاهش میزان تغذیه به سبب نقصان بارندگی و آلاینده‌های طبیعی و غیرطبیعی رو به رو است. از این رو پایش کیفی منابع آب زیرزمینی اهمیت فوق العاده‌ای دارد و تحلیل کیفیت آب یکی از قسمت‌های مهم مطالعات آب‌های زیرزمینی است. این پژوهش با هدف مدل سازی تغییرات مکانی ویژگی‌های شیمیایی آب های زیرزمینی دشت بجنستان با استفاده از روش‌های زمین آماری جهت مصرف آب شرب و کشاورزی انجام گرفته است. پارامترهای SAR، Na، Ca، Mg، pH، HCO₃، TDS، Cl، EC، SO₄ از کل ویژگی‌های آب زیرزمینی و از کیفیت آب مربوط به ۶۱ حلقه چاه انتخاب شدند. در ابتدا نرمال بودن داده ها مورد بررسی قرار گرفت و داده های غیر نرمال به روش لگاریتم گیری، نرمال گردیدند. سپس تجزیه و تحلیل واریوگرام ها و واریوگرام های متقابل پارامترها محاسبه شدند. ارزیابی نتایج با استفاده از روش ارزیابی متقابل صورت گرفت. نتایج نشان داد روش‌های زمین آماری برتری قابل توجهی نسبت به روش‌های معین دارد. بهترین روش مدل سازی برای پارامترهای SAR، EC، Ca، Mg، Cl و روش کوکریجینگ و برای پارامترهای TDS، Na، HCO₃، pH، SO₄ روش کوریجینگ می‌باشد. همچنین کیفیت آب چاه ها از نظر مصرف شرب و کشاورزی نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد، شوری و نسبت جذبی سدیم در اکثر چاه ها بالا بوده و مصرف آب این چاه ها در درازمدت باعث شورشدن و کاهش نفوذپذیری خاک می گردند و از نظر شرب نیز باعث رسوبگذاری و خوردگی در لوله ها می شوند.

کلید واژه ها: دشت بجنستان، کیفیت آب، زمین آمار، کوریجینگ، کوکریجینگ.

Spatial Variation of Groundwater Quality for Drinking and Agricultural Plains Bajestan Using Geostatistical Methods

H. Piri¹, H. Ansari² and A. Bameri³

1- Ph.D. student, Water Engineering Department, Ferdowsi University of Mashhad.

2- Associate Professor Water Engineering Department, Ferdowsi University of Mashhad.

3- M.Sc., Faculty member of Zabol University, Department of Soil Science.

Received: 7 April 2013

Accepted: 22 Oct. 2013

Abstract

Groundwater aquifers as one of the main sources of water is faced with different risks such as loss, reduced food due to decreased rainfall and natural and non-natural contamination. Thus, monitoring of the quality of groundwater resources and water quality analysis is one of the important parts of groundwater studies. The aim of this paper was to model the spatial variability of chemical properties in groundwater using geostatistical methods in Bajestan plain in located Razavi Khorasan Province. Hence, 61 water samples were collected from different wells of the plain and some parameters of groundwater such as Na, SAR, SO₄, EC, Cl, TDS, HCO₃, pH, Ca and Mg were selected and were evaluated. First, normality of the data was tested and Log-transformed was applied to some parameters in order to make its frequency distribution more normal. The analysis of semivariograms and cross-semivariograms of different

parameters were calculated. After selecting the optimal semiovarigrams based on statistical amounts of RSS and R^2 , some candidate gridding methods including Kriging, Cokriging and Inverse distance weighted (IDW) were examined to determine the best method for creating the interpolation maps and the quality of that were tested by Cross-validation. The results showed that geostatistical methods of Kriging and Cokriging had high ability for interpolation and estimation of spatial variability of selected parameters compared to the IDW method. Also, results indicated that best modeling method for the parameters of $Mg \cdot Ca \cdot EC \cdot SAR$, so_4 and Cl and other parameters such as Na , TDS, HCO_3 and pH was Cokriging and Kriging method, respectively. On the other hand, the quality of water wells was examined for drinking and agricultural utilization. The results showed that the salinity and sodium adsorption ratio was high in most of the wells. Thus uncontrolled utilization of them for long time caused salinity and reduce soil permeability and intended for drinking are caused the deposition and corrosion in pipes.

Keywords: Bajestan plain, Water quality, Geostatistics, Kriging, Cokriging.

مقدمه

محسوب می‌شود. در کنار کاهش مخازن آب زیرزمینی، ورود آلاینده‌های مختلف کشاورزی، صنعتی و شهری نیز باعث آلودگی سفره‌های آب زیرزمینی شده است. از این رو مطالعه دقیق آب‌های زیرزمینی به منظور ارائه راه کارهایی در جهت حفاظت، مدیریت و بهره برداری بهینه از منابع آب‌های زیرزمینی، امری ضروری به نظر می‌رسد. تهیه نقشه‌های به هنگام تغییرات شوری و املاح می‌تواند گامی مهم در بهره برداری صحیح از منابع آب باشد. افزون بر آن نقشه‌های تغییرات ویژگی‌های شیمیایی آب‌های زیر زمینی، نقشی ارزنده را در فرایند تصمیم گیری و مدیریت استفاده و بهره برداری از آب‌های زیرزمینی ایفا می‌کند. روش‌های گوناگونی برای مطالعه و پهنه بندی تغییرات ویژگی‌های آب‌های زیر زمینی وجود دارد که هر کدام از آنها بسته به شرایط منطقه و وجود آمار و داده‌های کافی دارای دقت‌های گوناگون می‌باشند. از جمله روش‌های میان یابی جهت تهیه نقشه‌های تغییرات کیفیت آب‌های زیرزمینی می‌توان به روش‌های زمین آمار کریجینگ و کوکریجینگ و روش‌های معین مانند روش عکس فاصله، تابع شعاعی و غیره نام برد. انتخاب روش مناسب پهنه بندی و تهیه نقشه تغییرات ویژگی‌های کیفی آب‌های زیر زمینی گامی اساسی و مهم در مدیریت منابع آبی منطقه به شمار می‌رود. گاوس و همکاران (۲۰۰۳) به بررسی غلظت آرسنیک در آب‌های زیرزمینی بنگلادش پرداختند. در این مطالعه از داده‌های ۳۵۳۴ چاه استفاده شد. داده‌های به دست آمده نشان دهنده چولگی بالا در داده‌های آرسنیک بود. برای برآورد غلظت و تهیه نقشه احتمال از روش کریجینگ گسسته استفاده شد. نتایج نشان دادند که در منطقه مورد مطالعه ۳۵ میلیون نفر در معرض غلظت بالای آرسنیک (۵۰ میلی گرم بر لیتر) و ۵۰ میلیون نفر در معرض غلظت ۱۰ میلی گرم بر لیتر قرار دارند. زهتابیان و عسکری (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی و تحلیل مکانی ویژگی‌های کیفی آب‌های زیرزمینی درحوزه‌ی آبخیز گرمسار واقع در استان سمنان با استفاده از روش‌های میان یابی زمین آمار و معین با مقایسه میانگین مربعات خطا و دیگر عامل‌های ارزیابی به این نتیجه رسیدند که روش‌های زمین آماری نسبت به روش‌های

امروزه در دنیا تامین آب آشامیدنی و بهداشت شهرها از طریق استخراج منابع آب زیرزمینی متداول گردیده و مطالعات و بررسی‌های علمی فراوانی در مورد کیفیت آب زیرزمینی و پیشگیری از آلودگی این منابع در اکثر کشورها صورت گرفته است. منابع آب زیرزمینی در کشور ایران و بسیاری از کشورهای دیگر که آب و هوایی مشابه دارند، از جمله مهمترین منابع آب مورد استفاده در کشاورزی و شرب محسوب می‌شود. از سوی دیگر خطر آلودگی کمتر این منابع نسبت به دیگر روش‌های استحصال آب، باعث گشته است که حتی در مناطقی که کمبودی از لحاظ آب سطحی احساس نمی‌شود، نیز استفاده از این منابع رونق داشته باشد. کیفیت آب‌های زیرزمینی همچون آب سطحی دائماً در حال تغییر است. البته لازم به ذکر است که این تغییر نسبت به آب‌های سطحی بسیار کندتر صورت می‌گیرد. تغییر کیفیت آب‌های زیرزمینی و شور شدن منابع آب در حال حاضر خطری بزرگ در راه توسعه کشاورزی کشور به خصوص در اراضی خشک می‌باشد (مهردوی، ۱۳۸۴). منابع آب زیرزمینی به عنوان ذخایر ارزشمند و زیربنایی توسعه کشورها، همواره مد نظر بوده و در این راستا تلاش شده است تا ضمن شناخت توانایی‌های این منابع، میزان مصرف آنها نیز معلوم شود. براساس گزارش ویکلی (۱۳۷۵)، از مجموع ۱۳۰ میلیارد مترمکعب آب قابل دسترس، حجم برداشت از آب‌های زیرزمینی ایران ۴۵ میلیارد متر مکعب است. کیفیت آب زیرزمینی به اندازه کمیت آن برای قابل استفاده بودن آن در مصارف مختلف مهم و ضروری است. تحلیل کیفیت آب یکی از قسمت‌های مهم مطالعات آب‌های زیرزمینی است. تنوع کیفی آب زیرزمینی از لحاظ فیزیکی و شیمیایی تابع خصوصیات زمین شناسی و فعالیت‌های انسانی در هر منطقه می‌باشد. در مطالعات هیدروژئوشیمیایی، نواحی با کیفیت مناسب آب زیرزمینی با اهداف شرب، کشاورزی و صنعت مشخص می‌شود. در چند سال اخیر به علت افزایش حفر چاه‌های عمیق و استخراج بیش از اندازه مخازن آب زیرزمینی، در بیشتر حوضه‌ها سطح آب زیرزمینی افت کرده و کیفیت خواص فیزیکی شیمیایی آب تغییر کرده است که بدون شک برای منابع طبیعی کشور یک فاجعه

مطالعه‌ی تغییرات کیفی و مکانی برخی ویژگی‌های آب زیر زمینی دشت بجنستان می‌باشد.

مواد و روش‌ها

دشت بجنستان یکی از بخش‌های بزرگ شهرستان گناباد و از شهرهای جنوبی استان خراسان رضوی می‌باشد که در فاصله ۲۷۸ کیلومتری جنوب غربی مشهد قرار گرفته است. این بخش از شمال به کاشمر، از جنوب به فردوس و از شرق به دشت عمرانی و از غرب به بخش دستگردان طبرس منتهی می‌شود. بجنستان در طول جغرافیایی ۴۵° ۵۷' تا ۳۷° ۳۷' شرقی و عرض جغرافیایی ۱۳° ۳۴' تا ۵۶° ۳۴' شمالی واقع شده است. وسعت آن ۳۷۰۰ کیلومتر مربع و ارتفاع از سطح دریا ۱۲۵۰ متر می‌باشد. از نظر آب و هوایی در ناحیه گرم و خشک ایران قرار دارد. از ویژگی‌های این منطقه، خشکی نسبتاً بالای هوا، کمبود رطوبت، ریزش نزولات جوی، تبخیر زیاد و عدم پوشش گیاهی را می‌توان نام برد که به همین دلیل در ردیف مناطق خشک و کویری ایران محسوب می‌شود. متوسط بارندگی سالیانه آن ۱۶۷ میلی متر و متوسط درجه حرارت سالیانه هوا ۱۶/۶ درجه سانتی گراد و رطوبت نسبی ۳۸/۱ درصد می‌باشد. شغل عمده مردم منطقه کشاورزی و دامپروری بوده و آب مورد نیاز کشاورزی از ۴۸۱ رشته قنات و ۲۳۵ حلقه چاه عمیق و نیمه عمیق با مجموع دبی ۳۶۱/۳ لیتر بر ثانیه تامین می‌شود. شکل (۱) موقعیت منطقه مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

در این تحقیق از نتایج تجزیه شیمیایی ۶۱ حلقه چاه منطقه استفاده شد. داده‌های مورد استفاده از جهاد کشاورزی شهرستان بجنستان تهیه گردیدند. نقاط نمونه برداری شده از پراکنش خوبی برخوردار بودند. بعد از نرمال سازی داده‌ها جهت پهنه بندی ویژگی‌های کیفی آب از روش‌های زمین آماری کریجینگ، کوکریجینگ و روش وزن دهی معکوس (IDW) استفاده گردید. به منظور ارزیابی روش‌های درون یابی از آزمون ارزیابی متقابل استفاده شد و در نهایت بهترین روش انتخاب و تهیه نقشه پهنه بندی بر اساس آن انجام شد.

روش کریجینگ

در روش کریجینگ معمولی مقدار متغیر در هر نقطه نمونه برداری نشده با استفاده از یک متوسط‌گیری متحرک وزنی خطی مقادیر اندازه گیری شده در همسایگی نقطه مورد نظر تخمین زده می‌شود (ایساکس و سری و استاوا^۱، ۱۹۸۹):

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

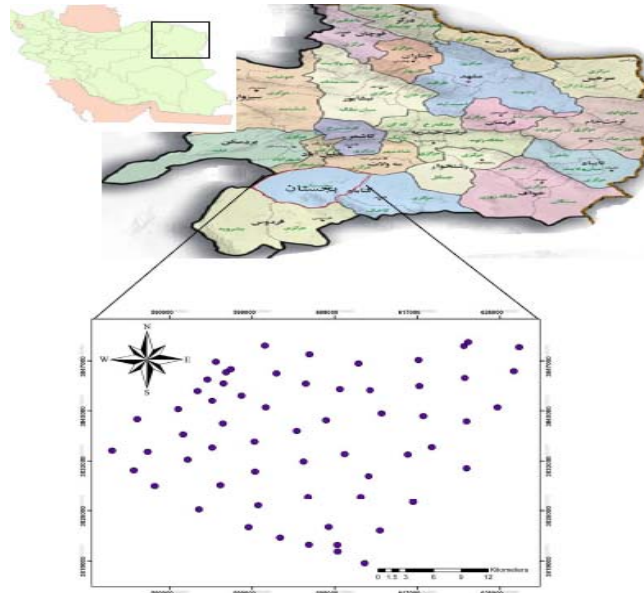
در این معادله، $Z^*(x_0)$: مقدار تخمین زده شده Z در موقعیت x_0 ، λ_i : وزن نسبت داده شده به متغیر Z در نقطه x_i و n : تعداد

معین دقتی بالاتر دارند. به گونه‌ای که از بین روش‌های زمین آماری، روش کوکریجینگ و از میان روش‌های معین، روش تابع شعاعی از دقتی بالاتر برای بیشتر عامل‌ها برخوردار بود. کرسیک^(۱۹۹۷) روش کریجینگ را به عنوان بهترین و قوی ترین ابزار برای درون یابی داده‌های تهیه‌ی نقشه‌های اندازه‌ی آب زیرزمینی معرفی کرد. احمد^(۲۰۰۲) کاربرد روش کریجینگ را در تخمین وابستگی مکانی متغیرهای کیفیت آب مثل TDS به کار برد و نتیجه گرفت که کریجینگ قابلیت بالایی برای این هدف دارد. جاجر^(۱۹۹۰) همچنین از ابزارهای زمین آمار مثل کریجینگ برای شبیه سازی متغیرهای کیفیت آب زیرزمینی استفاده کرد و نتیجه گرفت که کریجینگ از دیگر ابزارهای زمین آماری برای شبیه سازی متغیرهای کیفیت آب زیرزمینی بهتر است. فتاوانی و همکاران^(۲۰۰۸) در مطالعه کیفیت آب‌های زیر زمینی دشت‌های کشاورزی تریفا در شمال شرق مراکش از نظر اندازه‌ی نترات آمونیوم و آلودگی‌های باکترولوژیکی از روش کریجینگ معمولی برای مطالعه و پهنه بندی نقشه کیفی آب‌های زیر زمینی استفاده نمودند. نتایج آنها نشان دهنده‌ی تغییرات معنی دار در مقایسه با مطالعات قبلی بود و بیان نمودند که اگر هیچ نوع برنامه‌ی دراز مدت بازدارنده صورت نگیرد، توسعه‌ی اراضی کشاورزی در این مناطق باعث تخریب کیفیت آب‌های زیرزمینی می‌گردد. تقی زاده مهرجردی و همکاران^(۲۰۰۸) در مطالعه‌ی دشت یزد- ارسنجان به تحلیل مکانی برخی از ویژگی‌های کیفی آب‌های زیرزمینی مانند Cl، SO₄، SAR، EC، TH، TDS با استفاده از سه روش کریجینگ، IDW و کوکریجینگ پرداختند. ارزیابی نتایج حاصله بر اساس معیار میانگین مربعات خطا نشان داد که روش کریجینگ بر دو روش دیگر برتری داشته و در نهایت به عنوان روش نهایی و مناسب جهت تهیه‌ی نقشه‌ی ویژگی‌های کیفی آب‌های زیرزمینی منطقه انتخاب شد. بارکا و پاسارلا^(۲۰۰۸) جهت تهیه‌ی نقشه‌ی خطر نترات در دشت مادنا در ایتالیا از روش کریجینگ گسسته و روش‌های شبیه سازی استفاده نمودند. نتایج نشان داد که روش کریجینگ گسسته برای مطالعه‌ی خطر تخریب کیفیت آب‌های زیرزمینی مناسب است. حبیبی اربطانی و همکاران^(۱۳۸۸) مدل‌سازی تغییرات مکانی برخی از ویژگی‌های شیمیایی آب‌های زیرزمینی دشت شریف آباد قم را به کمک روش‌های زمین آماری انجام دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد روش‌های زمین آمار برتری بالایی نسبت به روش‌های معین داشته و بهترین روش برای مدل سازی پارامترهای کلر، مجموع کاتیون‌ها و شوری روش کوکریجینگ و برای پارامترهای بی کربنات و سدیم روش کریجینگ می‌باشند. هدف از این پژوهش تعیین و ارزیابی مناسب ترین روش میان یابی به منظور

- 1- Kresic
- 2- Ahmed
- 3- Jager
- 4- Fetouani
- 5- Barcaand Passarella

- 6- Inverse Distance Square Weighted
- 7- Isaaks and Srivastava

نقاط همسایگی می‌باشد. همانطوری که از معادله (۱) پیداست، جمع وزن‌های اختصاص داده شده به مقادیر معلوم (λ_i) ، بایستی



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه

از یکدیگر قرار دارند، برای h های مختلف محاسبه و در مقابل h رسم گردد (حسنی پاک، ۱۳۷۷). هر تغییر نما دارای چند عامل مهم می‌باشد:

الف- دامنه تاثیر:

دامنه ای که در آن متغیرنمای به حد ثابتی می‌رسد و به حالت افقی نزدیک می‌شود. این دامنه محدوده ای را نشان می‌دهد که می‌توان از آن برای پیدا کردن متغیر مجهول استفاده کرد.

ب- سقف یا آستانه متغیرنمای:

به مقدار ثابتی که متغیر نمای در دامنه تاثیر به آن می‌رسد. مقدار آستانه واریانس کل تمام نمونه‌هایی است که در محاسبه تغییر نما بکار رفته اند. (۴)

ج- اثر قطعه ای:

مقدار متغیر نمای در مبدا مختصات یعنی به ازای $h=0$ را اثر قطعه ای C_0 می‌نامند. در حالت بهینه مقدار آن باید صفر باشد، اما در بیشتر مواقع مقدار آن بیشتر از صفر است. در این حالت جزء تصادفی و یا غیر تصادفی ساختاردار متغیر ظاهر می‌شود.

روش کوکریجینگ

همان طور که در آمار کلاسیک نیز روش‌های چند متغیره وجود دارد، در زمینه آمار نیز می‌توان از روش کوکریجینگ و بر اساس همبستگی بین متغیرهای مختلف، برای برآورد استفاده کرد. معادله کوکریجینگ به شرح زیر می‌باشد:

$$Z^*(X_i) = \sum_{i=1}^n \lambda_{1i} \cdot Z_1(X_i) + \sum_{j=1}^m \lambda_{2j} \cdot Z_2(X_j)$$

برابر واحد گردد. همچنین محاسبه اوزان بایستی به نحوی باشد که حداقل واریانس کوریجینگ فراهم گردد:

$$Z^*(X_i) = \sum_{i=1}^n \lambda_{1i} \cdot Z_1(X_i) + \sum_{j=1}^m \lambda_{2j} \cdot Z_2(X_j) \quad (2)$$

که در اینجا $\gamma(x_i, x_j)$: مقدار تغییرنما بین تمام جفت مقادیر معلوم، μ ضریب لاگرانژین برای به حداقل رساندن واریانس کوریجینگ و $\gamma(X_i, X_0)$: مقدار نیم تغییرنما بین موقعیت مورد تخمین (X_0) و آمین نقطه نمونه برداری شده می‌باشد. واریانس کوریجینگ در نقطه X_0 عبارت است از:

$$\sigma_{OK}^2(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \mu \quad (3)$$

با داشتن واریانس (یا انحراف معیار) کوریجینگ و با فرض یک توزیع نرمال برای خطاهای کوریجینگ، دامنه اطمینان مقادیر تخمین زده

شده در سطوح اعتماد مختلف قابل محاسبه است (وارتس، ۱۹۹۷). هدف از محاسبه تغییرنما این است که بتوان تغییر پذیری متغیر را نسبت به فاصله مکانی یا زمانی شناخت. برای این کار لازم است مجموع مربع تفاضل زوج نقاطی که به فاصله معلوم h

(۴) D_i : فاصله ایستگاه آم تا نقطه مجهول
 α : توان وزن دهی

که در آن:

$Z^*(X_i)$: مقدار برآورد شده برای نقطه X_i

$Z_2(X_j)$: متغیر مکانی کمکی یا ثانویه

$Z_1(X_i)$: متغیر مکانی اصلی

$Z(X_0)$: مقدار نامعلوم متغیر در نقطه X_0 بوده

m و n : به ترتیب برابر با تعداد نقاط نمونه برداری

متغیرهای اصلی و کمکی است. λ_{1i} و λ_{2i} : عبارتند از

وزنهای آماری اختصاص داده شده به متغیرهای اصلی و

کمکی. برای برآورد با این روش و برای محاسبه اوزان مربوط،

نیاز به محاسبه تغییر نما متقابل به صورت زیر می‌باشد:

$$(5) \quad (zy)h = \frac{1}{2} n \sum_{i=1}^n [Z(X_{i+h}) - Z(X_i)] * [y(X_{i+h} - y(X_i))]$$

که در آن:

$(zy)h$: تغییر نما متقابل بین متغیر Z و y

$Z(X_i)$: متغیر مشاهده شده

$y(X_k)$: متغیر کمکی

در این تحقیق برای تعیین تغییرات مکانی هدایت الکتریکی

(EC)، نسبت جذبی سدیم (SAR)، کل مواد جامد محلول

(TDS) و کلر (Cl)، پارامترهایی که بیشترین همبستگی را با

آن‌ها داشتند، به عنوان متغیر کمکی به کار گرفته شدند.

روش وزن دهی معکوس

در این روش برای هر یک از نقاط اندازه گیری بر اساس

فاصله بین آن نقطه تا موقعیت نقطه مجهول، وزنی در نظر

می‌شود. سپس این اوزان توسط توان وزن دهی کنترل می‌شود، به

طوری که توان‌های بزرگ تر اثر نقاط دورتر از نقطه مورد برآورد را

کاهش داده و توان‌های کوچک تر وزن‌ها را بطور یکنواخت‌تری

بین نقاط همجوار توزیع می‌کنند. البته باید توجه داشت که این

روش بدون توجه به موقعیت و آرایش نقاط، فقط فاصله آن‌ها را

در نظر می‌گیرد، یعنی نقاطی که دارای فاصله یکسانی از نقطه

برآورد هستند دارای وزن یکسانی می‌باشند. مقدار عامل وزنی با

استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$(6) \quad \lambda_i = \frac{D_i - \alpha}{\sum_{i=1}^n D_i - \alpha}$$

که در آن:

λ_i : وزن ایستگاه آم

تعیین مناسب ترین روش میانجی

پس از رسم واریوگرام و برازش مناسب، عملیات میان یابی

به وسیله روش کریجینگ، کوکریجینگ و تابع معکوس فاصله با

توان‌های مختلف بررسی گردید. برای این منظور از روش ارزیابی

متقابل^۱ استفاده گردید. در این روش مقادیر مشاهده شده متغیر

مورد مطالعه، $Z(X_i)$ یکی یکی از مجموعه مشاهدات حذف شده

و هر بار روش کریجینگ با استفاده از داده‌های باقی‌مانده اجرا

می‌شود تا مقداری برای عدد حذف شده برآورد گردد $Z^*(x_i)$ در

نهایت مقادیر واقعی با مقادیر تخمین زده شده متناظر با خود مورد

مقایسه قرار می‌گیرند. برای مقایسه، سه معیار مختلف متوسط

خطا^۲ (ME)، متوسط قدر مطلق خطا^۳ (MAE) و جذر میانگین

مربعات خطا^۴ (RMSE) مورد استفاده قرار خواهد گرفت

(ایساکس و سری و استا^۵، ۱۹۸۹):

$$(7) \quad ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Z^*(x_i) - Z(x_i)]$$

$$(8) \quad MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |Z^*(x_i) - Z(x_i)|$$

$$(9) \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z - Z^*)^2}$$

در معادله های فوق، n : عبارت از تعداد داده های مورد استفاده

است. این سه معیار اطلاعات مختلفی راجع به درجه اعتبار نتایج

تخمین فراهم می‌کنند. ME: متوسط انحراف روش، MAE:

مقدار خطای روش بدون در نظر گرفتن علامت و RMSE: هم

مقدار انحراف میانگین و هم انحراف واریانس را نشان می‌دهد. به

طور کلی بهترین روش، روشی است که کمترین مقدار متوسط

انحراف روش (بدون در نظر گرفتن علامت)، مقدار خطای روش و

مقدار انحراف میانگین را داشته باشد.

تجزیه و تحلیل داده ها با نرم افزار SPSS 19 انجام گردید و از

نرم افزارهای GS+ و Surfer برای تحلیل های زمین آماری و

تهیه نقشه استفاده شد.

ضریب تغییرات^۶ (CV):

ضریب تغییرات از تقسیم انحراف معیار بر میانگین توزیع موردنظر به

دست می آید:

1- Cross validation

2- Mean Error

3- Mean Absolute Error

4- Root Mean Square Error

5- Isaaks and Srivastava

6- Coefficient of variation

$$CV = (S/\bar{X}) \times 100 \quad (۱۰)$$

جدول ۱- نتایج تجزیه آماری کیفیت آب زیرزمینی

ویژگی	واحد	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات (%)	چولگی	کشیدگی
نسبت جذبی سدیم (SAR)		۲۷/۶۲	۲/۳۱	۱۸/۳	۴	۲۲	-۰/۷	۳/۹۳
سدیم (Na)	mg/L	۱۳۰/۴	۷/۲۲	۴۳/۶۶	۲۰/۱۹	۴۶/۲۴	۱/۴۸	۴/۵۶
*سدیم (Na)		۴/۸۷	۱/۹۸	۳/۶۵	۰/۴۷	۴۶	-۰/۶۵	۱/۷
منیزیم (Mg)	mg/L	۱۵/۷	۰/۷	۴/۲۴	۲/۲۹	۵۳/۹۹	۲/۴۲	۹/۹۳
*منیزیم (Mg)		۲/۸۵	-۰/۳۶	۱/۳۵	۰/۵۱	۵۴	-۰/۴۶	۱/۸۵
کلسیم (Ca)	mg/L	۳۲/۳	۱/۱	۷/۴۲	۴/۷۱	۶۳/۵۵	۲/۶۲	۱۱/۸۷
*کلسیم (Ca)		۳/۴۸	۰/۱	۱/۹	۰/۵۸	۶۳	-۰/۲۲	۰/۶
سولفات (SO ₄)	mg/L	۴۲	۳/۶۵	۱۴/۱	۶/۷۹	۴۸/۱۹	۲/۵	۶/۸۹
*سولفات (SO ₄)		۳/۷۴	۱/۲۸	۲/۵۶	۰/۳۹	۴۸	۰/۴۷	۳/۱۳
کلر (Cl)	mg/L	۱۴۷/۵	۳/۵	۳۳/۸۱	۲۵/۵۷	۷۵/۶۵	۱/۸۸	37/5
*کلر (Cl)		۴/۹۹	۱/۲۵	۳/۲۶	۰/۷۳	۷۵	-۰/۱۲	-۰/۲۶
اسیدیته (pH)		۸/۶۸	۷	۷/۶۵	۰/۲۵	۳	۰/۶۶	۳/۳۶
هدایت الکتریکی (EC)	dS/m	۱۷/۸۱	۱/۸۱	۵/۵۲	۲/۸۷	۰/۵۱	۱/۶۷	۴/۵
*هدایت الکتریکی (EC)		۲/۸۸	۰/۰۲	۱/۴۷	۰/۵۵	۵۲	-۰/۴۹	۰/۷
کل مواد جامد محلول (TDS)	mg/L	۱۰۷۰۰	۱۰۸۸	۳۱۵۱/۵	۱۴۹۳/۰۹	۴۷/۳۷	۲/۲۳	۹/۶۷
*کل مواد جامد محلول (TDS)		۲/۳۷	۰/۰۸	۱	۰/۴۳	۴۷	۰/۰۲	۰/۴۱
HCO ₃	mg/L	۷	۱	۳/۴۱	۰/۸۸	۲۵/۹۶	۱/۱۳	۶/۳۶
*HCO ₃		۲/۶۵	۱	۱/۸۲	۰/۲۴	۲۶	-۰/۲۱	۵/۲

*استفاده از لگاریتم جهت نرمال سازی داده ها

پارامترهای مورد اندازه گیری به استثنای pH آب را در منطقه مورد مطالعه متوسط در نظر گرفت.

در بین متغیرهای شیمیایی، pH دارای کمترین ضریب تغییرات (۳ درصد) می باشد که این امر نشان دهنده عدم تغییرات گسترده این ویژگی در منطقه مورد مطالعه می باشد. از طرفی دیگر کلر و کلسیم بیشترین ضریب تغییرات را دارا هستند و مقادیر ضریب تغییرات آنها به ترتیب برابر ۷۵ درصد و ۶۳ درصد می باشد. همچنین پارامترهای نسبت جذبی سدیم SAR و HCO₃ بعد از pH دارای کمترین مقادیر ضریب تغییرات می باشند که نشان دهنده یکنواختی نسبی این داده ها در دشت است و سایر پارامترهای اندازه گیری شده درصد تغییرات بالایی دارند که نشان دهنده تغییرات زیاد آنها در آبخوان است. وضعیت توزیع داده ها برای کارهای آماری و از جمله زمین آمار از اهمیت قابل توجهی برخوردار می باشد. در صورت نرمال بودن یا نزدیک به نرمال بودن توزیع داده ها، روش های تخمین مورد استفاده در زمین آمار از دقت بالایی برخوردار خواهند بود. مقادیر ضریب چولگی نشان داد که وضعیت توزیع تمامی متغیرها به استثنای SAR و pH از توزیع نرمال پیروی نمی کنند و ضریب چولگی آنها بین -۱ و

که در این معادله S و \bar{X} به ترتیب انحراف معیار و میانگین نمونه ها می باشند. این مقدار زمانی تعریف شده است که میانگین صفر نباشد.

نتایج

برای هرگونه مطالعه یا محاسبه آماری لازم است که داده های آزمایشی و مزرعه ای که به صورت توده ای از اعداد خام هستند به شکل خاصی منظم گردند. تنظیم داده های عددی در جدول ها و ترسیم نمودار آن ها، از اولین مراحل تجزیه آماری می باشد و این داده ها زمانی که مرتب شوند حاوی اطلاعات مهم و مفیدی می باشند. ضریب تغییرات به عنوان یک شاخص، تغییرات کلی از ناهمگنی پارامترهای کیفیت آب زیرزمینی را نشان می دهد. بر اساس طبقه بندی نلسون و بوما (۱۹۸۵) به نقل از بامری و همکاران (۱۳۹۱)، اگر ضریب تغییرات کمتر از ۱۰ درصد باشد، تغییرپذیری ضعیف، اگر بیش از ۱۰ درصد باشد متوسط و در نهایت ضریب تغییرات برابر با ۱۰۰ درصد نشان دهنده تغییرات بسیار شدید متغیر می باشد. بنابراین همان طور که در جدول ۱ دیده می شود می توان شدت تغییرات تمامی

پارامترهای اندازه‌گیری شده رابطه همبستگی برقرار شد و پارامترهای با ضریب همبستگی بالاتر به عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. لذا برای برآورد غلظت سدیم از غلظت TDS ($R=0.94$)، برای

+۱ قرار ندارد (به نقل از بامری و همکاران، ۱۳۹۱) لذا با استفاده از روش لگاریتم گیری، داده‌ها نرمال سازی و نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است. در روش کوکریجینگ باید از متغیر کمکی استفاده شود، بدین منظور همان طوری که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود بین

جدول ۲ - ضرایب همبستگی پیرسون مربوط به ویژگی‌های تجزیه شیمیایی آب‌های زیرزمینی

	Ca	Cl	EC	HCO ₃	Mg	Na	TDS	pH	SAR	SO ₄
Ca	۱									
Cl	۰/۹۲**	۱								
EC	۰/۹۱**	۰/۹۷**	۱							
HCO ₃	-۰/۲۶*	-۰/۴۵**	-۰/۵۳**	۱						
Mg	۰/۸۴**	۰/۷۴**	۰/۷**	-۰/۰۸	۱					
Na	۰/۸۵**	۰/۹۲**	۰/۹۶**	-۰/۵**	۰/۶۳**	۱				
TDS	۰/۸۹**	۰/۹۲**	۰/۹۵**	-۰/۴**	۰/۷۴**	۰/۹۴**	۱			
pH	-۰/۲۸*	-۰/۱۹	-۰/۲۲	-۰/۰۳	-۰/۲۷**	-۰/۲۲	-۰/۳۷*	۱		
SAR	۰/۲۴	۰/۴۵**	۰/۵**	-۰/۴۴**	۰/۰۵	۰/۶۳**	۰/۵**	۰/۰۳	۱	
SO ₄	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۲۲	-۰/۱۶	۰/۱	۰/۲۸*	۰/۱۹	-۰/۲۸*	۰/۴۳**	۱

**همبستگی در سطح یک درصد

*همبستگی در سطح پنج درصد

جدول ۳ - بهترین مدل برازش داده شده به واریوگرام و عامل‌های مربوط به آن

R ²	RSS	تناسب مکانی C/(C ₀ +C)	شعاع تأثیر A ₀	آستانه C ₀ +C	اثرقطعه‌ای C ₀	مدل	عامل کیفی آب زیرزمینی
۰/۴۴	۳/۴۴۶ E-۰/۰۳	۰/۵۸	۳۰۴۹۰	۰/۰۳	۰/۰۱	کروی	SAR
۰/۶۷	۰/۰۳	۰/۸۷	۱۲۴۱۰	۰/۵۵	۰/۰۳	گوسی	Na
۰/۴۲	۰/۰۳	۰/۵	۱۷۲۲۰	۰/۳۳	۰/۱۶	گوسی	Mg
۰/۵۸	۰/۰۶	۰/۶۵	۱۲۸۹۰	۰/۴۱	۰/۱۴	گوسی	Ca
۰/۲۹	۰/۰۲	۰/۸۱	۸۱۱۰۰	۰/۷۲	۰/۱۳	گوسی	SO ₄
۰/۵۴	۱/۴۷ E-۰۳	۰/۸۳	۶۱۹۸۰	۰/۲۸	۰/۰۴	گوسی	HCO ₃
۰/۷۸	۰/۱۲	۰/۸۴	۱۳۸۶۰	۰/۷۲	۰/۱۱	گوسی	Cl
۰/۶۷	۰/۰۱	۰/۹۲	۵۶۶۰	۰/۳۴	۰/۰۲	نمایی	EC
۰/۷۹	۰/۰۱	۰/۷۵	۱۴۶۹۰	۰/۲۵	۰/۰۶	گوسی	TDS
۰/۰۳۴	۴/۲۷ E-۰۳	۰/۵	۸۱۱۰۰	۰/۱۳	۰/۰۶	گوسی	pH

متقابل استفاده کردند. همچنین حبیبی اربطانی و همکاران (۱۳۸۸) نیز از شوری به عنوان متغیر کمکی کلر برای محاسبه واریوگرام متقابل استفاده کردند. اختصاصی و محمد زاده (۲۰۱۳) دشت بختستان را دومین پلایا بزرگ ایران با مساحت حدود ۳۷۲۵ کیلومتر مربع معرفی می‌کند. این محققان در بررسی میزان تمرکز عناصر مختلف در رسوبات پلایای اظهار می‌کنند که از حاشیه به سمت نواحی مرکزی پلایا ابتدا کربنات‌ها، سپس سولفورها و در مرکز حوضه کلورورها ته نشین شده‌اند. از طرفی اختصاصی و محمد زاده (۲۰۱۳) به نقل از ترشیزیان و موسوی حرمی (۱۳۷۸) بیان می‌کنند با افزایش تبخیر ابتدا رسوباتی مانند کربنات کلسیم

برآورد نسبت جذب سدیم از غلظت سدیم ($R=0.63$)، برای برآورد غلظت سولفات از غلظت SAR ($R=0.43$)، برای برآورد غلظت کلر از شوری ($R=0.97$)، برای برآورد غلظت منیزیم از کلسیم ($R=0.84$) و برای شوری از غلظت کلر ($R=0.97$) استفاده شد. دو پارامتر pH و HCO₃ همبستگی مثبتی با هیچ کدام از پارامترها نداشتند لذا کاربرد روش کوکریجینگ برای این دو پارامتر امکان پذیر نبود.

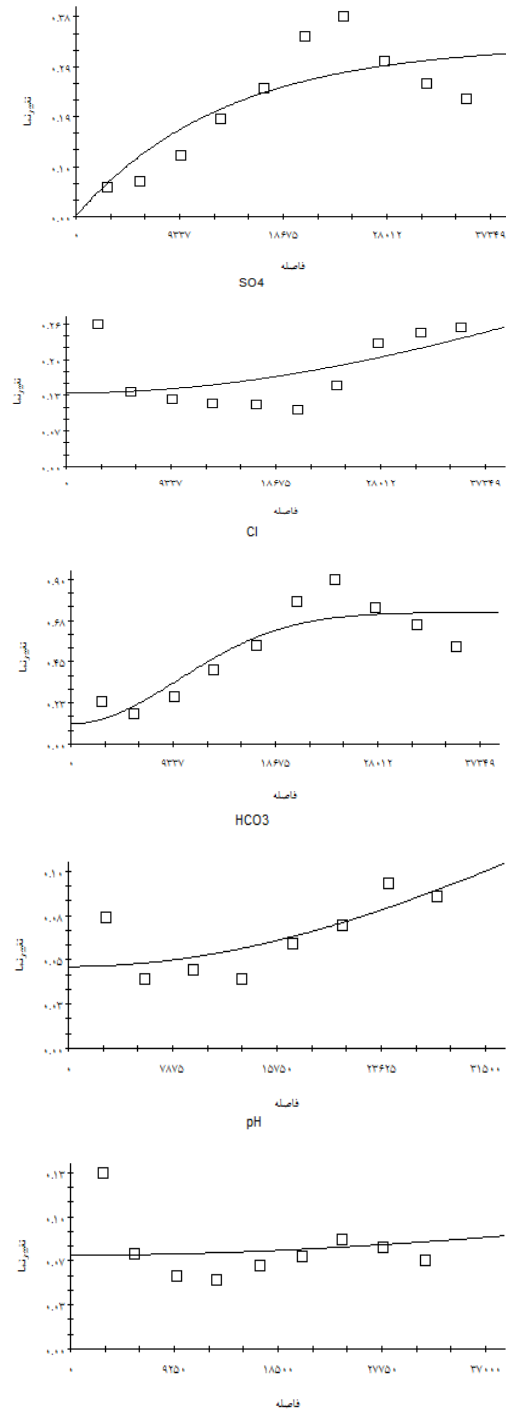
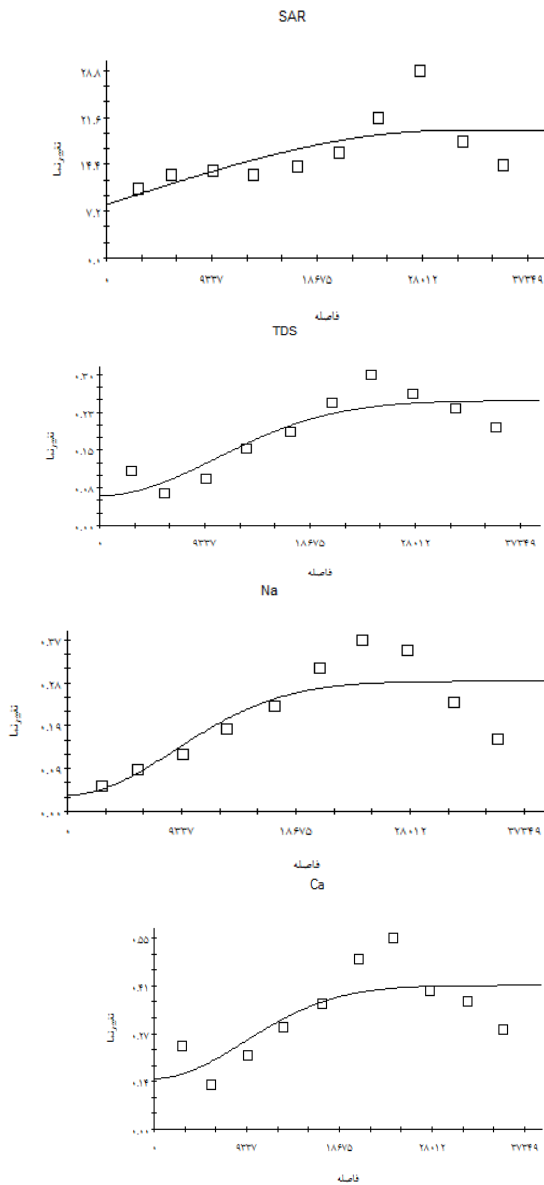
تقی زاده مهرجردی و همکاران (۲۰۰۸) نیز برای برآورد غلظت کلر و کل املاح محلول از شوری، برای برآورد نسبت جذب سدیم از غلظت سدیم به عنوان متغیر کمکی در محاسبه واریوگرام

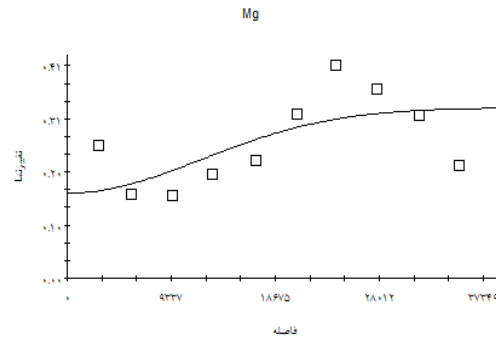
شهرکرد برای EC و TDS مدل گوسی را برازش دادند. بنابراین می توان گفت الگوی تغییرات مکانی پارامترهای کیفی آب زیرزمینی ممکن است از دشتی به دشت دیگر متفاوت باشد. در مورد pH می توان گفت، هرچند درصد مولفه ساختاردار آن در مقایسه با سایر پارامترها کمتر است اما بررسی واریوگرام آن نشان می دهد که تغییرات مکانی این پارامتر، توسط مدل گوسی بهتر بیان می شود، که با مدل ارائه شده برای pH توسط استواری (۱۳۹۰) و شعبانی (۱۳۸۷) هم خوانی دارد. مدل مناسب برای SAR مدل کروی بود. تقی زاده مهرجردی و همکاران (۲۰۰۸) نیز برای SAR مدل کروی را مناسب تشخیص دادند. برای پارامترهای Na، Mg، Ca، SO₄، HCO₃ و Cl مدل گوسی، مناسب ترین مدل بود. علت تشابه تغییر نما این ویژگی ها را می توان به همبستگی معنی دار بین آنها نسبت داد. نسبت واریانس قطعه ای به آستانه ((C/(C₀+C)) شاخصی از قدرت ساختار مکانی متغیرها می باشد. هرچه این پارامتر به عدد یک نزدیک تر باشد نشان دهنده همبستگی مکانی قوی تر می باشد. در این تحقیق SAR، Mg، Ca، TDS و pH از همبستگی مکانی متوسط و Na، HCO₃، Cl و EC از همبستگی مکانی قوی برخوردار بودند. (بارکا و پاسارالا، ۲۰۰۷). پس از تجزیه و تحلیل تغییرنا درون یابی داده ها به کمک نرم افزار GS⁺ به وسیله روش های زمین آماری کریجینگ و کوکریجینگ و روش معین وزن دهی معکوس فاصله انجام گرفت که نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است. برای تعیین مناسب ترین روش میان یابی، از میان سه روش ارزیابی، از پارامترهای مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE) و R² استفاده شد. نتایج نشان می دهد که روش های زمین آماری کریجینگ و کوکریجینگ نسبت به روش معین وزن دهی فاصله معکوس تخمین بهتری را برآورد می کند. از بین دو روش کریجینگ و کوکریجینگ در بعضی پارامترها روش کریجینگ برتر و در بعضی دیگر روش کوکریجینگ به عنوان روش برتر انتخاب شدند. (جدول ۴) با در نظر گرفتن میانگین خطا (ME) و مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE) نتایج نشان داد، روش های زمین آماری (کریجینگ و کوکریجینگ) بر روش وزن دهی معکوس ارجحیت داشتند که با نتایج صفری (۱۳۸۱)، نظری زاده و همکاران (۱۳۸۵)، احمد (۲۰۰۲)، بارکا و پاسارالا (۲۰۰۷) مطابقت دارد. با توجه به نتایج ارزیابی متقابل برای پارامترهای EC، SAR، Ca، Mg و Cl روش کوکریجینگ و برای دیگر ویژگی ها روش کریجینگ به عنوان روش برتر میان یابی انتخاب گردید. نتایج این تحقیق با نتایج پژوهش های کرسیک (۱۹۹۷) و احمد (۲۰۰۲) همخوانی دارد. پس از تعیین روش برتر در میان یابی اقدام به ترسیم نقشه های پهنه بندی برای هر کدام از پارامترها با استفاده از GS⁺ گردید.

در حواشی پلایا و سپس سولفات سدیم و کلسیم در نواحی مرکزی تر و در مرکز پلایا کلرور سدیم و کلرور پتاسیم ته نشست می شود. بنابراین می توان دلیل همبستگی سولفات با نسبت جذبی سدیم را وجود ترکیبات سولفات سدیم در منطقه بیان نمود چرا که آب با عبور از میان این تشکیلات تبخیری که دارای انحلال پذیری بالای هستند، مقدار زیادی املاح را با خود حمل کرده و به سرعت کیفیت آب افت خواهد کرد. در این ارتباط محمدی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه ای بر روی کیفیت آب زیر زمینی دشت قزوین همبستگی مثبت و معنی دار بین نسبت جذب سدیم و سولفات (r=۰/۵۲) گزارش کردند. تحلیل های زمین آماری: پس از بررسی آمار توصیفی، همبستگی مکانی و همسانگردی پارامترهای مختلف اندازه گیری شده مورد بررسی قرار گرفتند. تعیین همبستگی و تغییرات مکانی با استفاده از روش های زمین آمار، محاسبه و الگوسازی تغییرنا را طلب می کند. در نتیجه به منظور بررسی و مطالعه ساختار تغییرات مکانی پارامترهای اندازه گیری شده آب های زیرزمینی دشت بجنستان، تغییرنمای تجربی برای هر شاخص محاسبه و ترسیم گشت. بررسی تغییرنمای تجربی نشان داد که پارامترهای مورد ارزیابی دارای همبستگی متوسط تا ضعیفی می باشند. همان طور که در شکل (۲) دیده می شود pH از خود ساختار مکانی نشان نداده فقط دارای اثر قطعه ای تام می باشد. از طرفی برای تشخیص پدیده همسانگردی در تحقیق حاضر، از تغییرنمای سطحی استفاده شد. برای تمامی متغیرها، ناهمسانگردی آن ها کنترل گردید. با توجه به وجود تقارن تغییرنمای سطحی، تمامی متغیرها همسانگرد هستند. این واقعیت نمایانگر آن است که تغییرپذیری این متغیرها در جهات مختلف یکسان بوده است. این موضوع نشان می دهد که تغییرات به فاصله بین نمونه ها بستگی داشته و بنابراین بیانگر آن است که همسانگردی در داده ها در کل سطح منطقه مورد مطالعه، پایدار است. پس از بدست آوردن تغییرنمای تجربی، مدل تئوری بر تغییرنا (به کمک نرم افزار GS⁺) برازش داده شد و تغییرنا مناسب به داده های خصوصیات آب از بین مدل های خطی به سقف، خطی، کروی، نمایی و گوسی انتخاب گردید. انتخاب مناسب ترین مدل تغییرنا، بر اساس حداقل مجموع مربعات (RSS) و حداکثر میزان R² صورت گرفت. بهترین مدل برازش داده شده به واریوگرام و عامل های مربوط به آن برای هر کدام از ویژگی های اندازه گیری شده در جدول (۳) خلاصه شده است. نتایج برازش مدل ها نشان داد شاخص SAR از مدل کروی، شاخص EC مدل نمایی و سایر شاخص ها از مدل گوسی پیروی می کنند. در تحقیق رضایی و همکاران (۱۳۸۹) در گیلان برای EC مدل کروی را برازش دادند. تقی زاده مهرجردی و همکاران (۲۰۰۸) در دشت اردکان یزد برای پارامترهای EC، TDS، Cl و Na مدل کروی و برای SO₄ مدل نمایی را به عنوان بهترین مدل برازش داده شده انتخاب کردند. حشمتی و بیگی هرچگانی (۱۳۹۱) در ارزیابی کیفی آب های زیرزمینی

پارامترهای کیفی آب انتخاب شد و پهنه بندی خواص کیفی نشان داد میزان هدایت الکتریکی آبهای زیرزمینی در اکثر مناطق استان پایین است.

شکل (۳) نقشه های مربوط به برخی ویژگی ها را نشان می دهد. به دلیل حجم زیاد عکس ها از ارائه نقشه مربوط به همه ویژگی ها خودداری شده است. رضایی و همکاران (۱۳۸۹) بررسی تغییرات مکانی برخی شاخص های کیفی آبهای زیرزمینی استان گیلان با استفاده از زمین آمار را انجام دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد روش کریجینگ بهترین روش جهت میان یابی





شکل ۲- تغییرنماهای مربوط به ویژگی های کیفی آب زیرزمینی
جدول ۴- نتایج خطای میان یابی برای برآورد کیفیت آب زیرزمینی

پارامتر	روش	MAE	MSE	RMSE	R ²
EC	کریجینگ	۳/۵۸	۱۹/۹	۴/۴۷	۰/۱۳
	کو کریجینگ	۳/۵۷	۱۹/۹	۴/۴۶	۰/۱۸
	وزن دهی معکوس فاصله	۳/۵۹	۲۰/۰۴	۴/۴۷	۰/۱
SO ₄	کریجینگ	۱/۰۱	۵۰/۵۸	۷/۱۱	۰/۱
	کو کریجینگ	۰/۸۶	۵۹/۶۸	۷/۷۲	۰/۰۸
	وزن دهی معکوس فاصله	۱/۱۳	۵۰/۳۱	۷/۰۹	۰/۰۵
SAR	کریجینگ	۰/۰۲۲	۱۱/۸۴	۳/۴۴	۰/۲۶
	کو کریجینگ	۰/۱۳	۱۰/۳۶	۳/۲۱	۰/۳۷
	وزن دهی معکوس فاصله	۰/۰۸	۱۲/۷۴	۳/۵۶	۰/۲۱
TDS	کریجینگ	۲/۰۹	۵/۹۱	۲/۴۳	۰/۶۱
	کو کریجینگ	۲/۱	۵/۹۵	۲/۴۳	۰/۵۵
	وزن دهی معکوس فاصله	۲/۱	۶/۰۷	۲/۴۶	۰/۵۲
CL	کریجینگ	۱/۸۶	۱۱۷/۵۲	۱۰/۸۴	۰/۸۳
	کو کریجینگ	۱/۷۸	۱۱۴/۹۱	۱۰/۷۲	۰/۸۴
	وزن دهی معکوس فاصله	۴/۲۵	۲۷۰/۱	۱۰/۸۴	۰/۶۴
Na	کریجینگ	۱/۲۵	۵۹/۶۲	۷/۷۲	۰/۸۶
	کو کریجینگ	۱/۳۱	۶۱/۶۵	۷/۸۵	۰/۸۵
	وزن دهی معکوس فاصله	۲/۶۹	۱۵۲/۱۱	۱۲/۳۳	۰/۶۷
Ca	کریجینگ	۰/۵	۸/۹۱	۲/۹۸	۰/۶۲
	کو کریجینگ	۰/۳۱	۸/۱۵	۲/۸۵	۰/۶۳
	وزن دهی معکوس فاصله	۰/۷۷	۱۲/۱۱	۳/۴۸	۰/۴۹
Mg	کریجینگ	۰/۳۳	۳/۸۷	۱/۹۶	۰/۲۸
	کو کریجینگ	۰/۲۳	۳/۸۱	۱/۹۵	۰/۲۹
	وزن دهی معکوس فاصله	۰/۴	۴/۰۶	۲/۰۱	۰/۲۴
HCO ₃	کریجینگ	۰/۰۳۹	۰/۵۷	۰/۷۶	۰/۲۱
	وزن دهی معکوس فاصله	۰/۰۴۶	۰/۶۱	۰/۷۸	۰/۱۴
pH	کریجینگ	-۰/۰۱	۰/۰۶۷	۰/۲۷	۰/۰۰۵

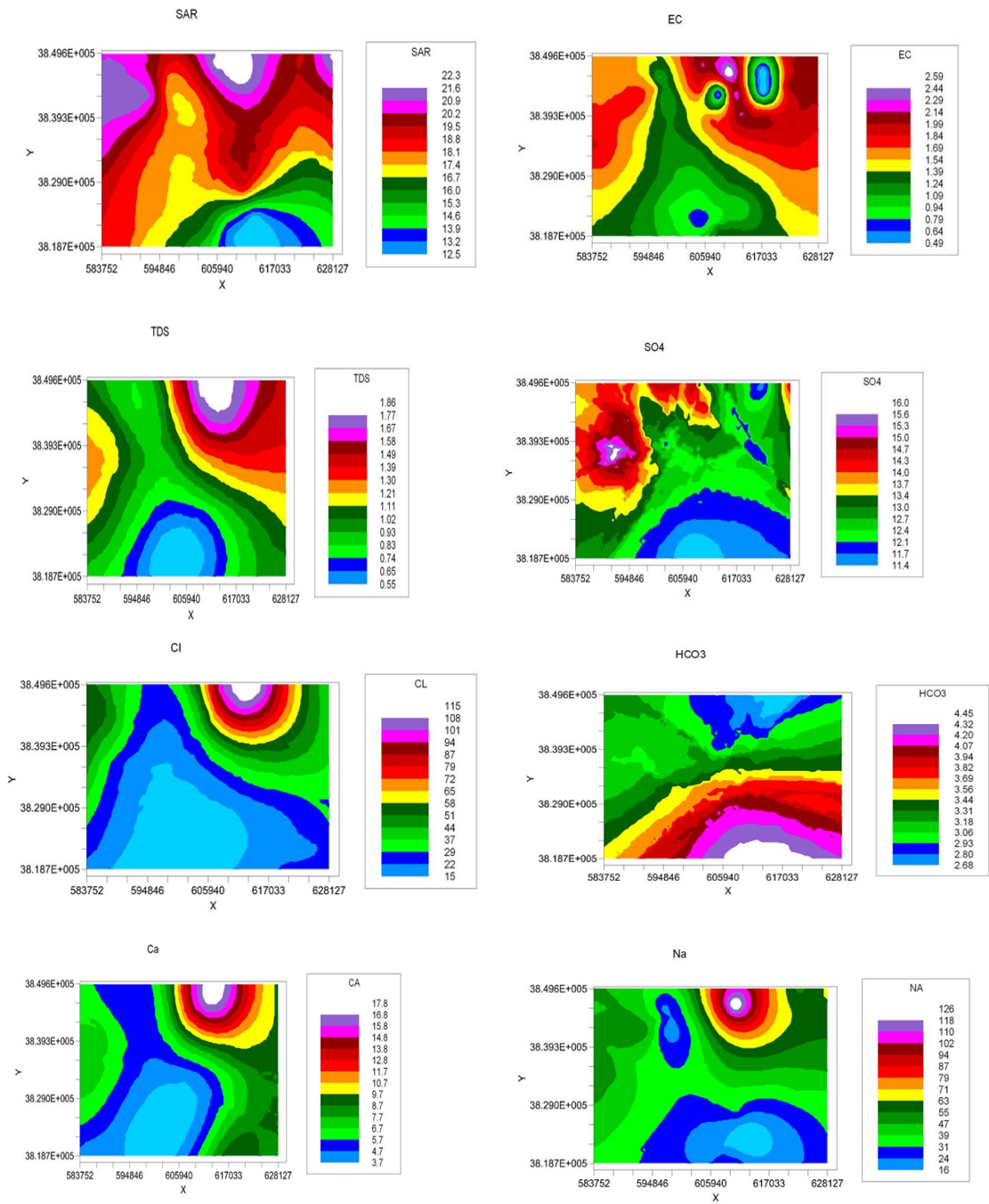
۰/۰۰۴

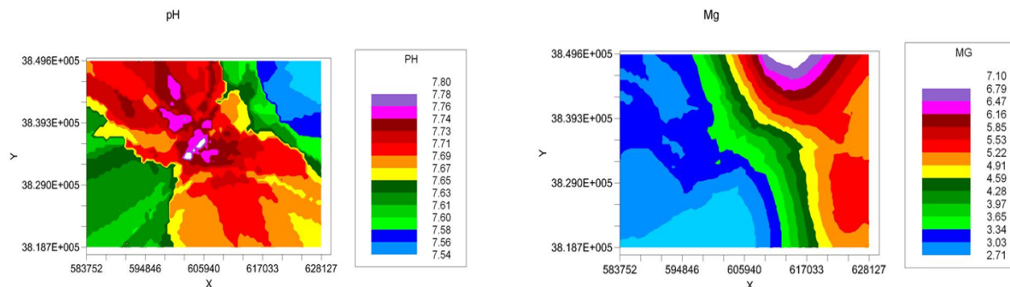
۰/۳۲

۰/۰۷

-۰/۰۱

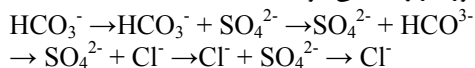
وزن معکوس فاصله





شکل ۳- پهنه بندی برخی ویژگی های کیفی آبهای زیرزمینی دشت بجنستان

می گیرد. (دهقان و همکاران، ۱۳۹۰) در حالت کلی طبق توالی چیبوتارو میزان املاح و کلرید آب زیرزمینی در طول مسیر جریان آب زیرزمینی افزایش می یابد. به طور کلی اگر از منطقه تغذیه به طرف منطقه تخلیه حرکت کنیم تغییرات آنیون ها در حالت کلی به صورت زیر دیده می شود:



تیپ آب ابتدا از نوع بی کربنات سپس از نوع سولفات و بالاخره در مسیر جریان آب زیرزمینی میزان یون کلرید به طور تدریجی افزایش یافته و در منطقه تخلیه مقدار آن نسبت به سایر یونها غلبه می کند (بارکا و پاسارلا، ۲۰۰۷). نمونه های کیفیت آب زیرزمینی به طور جداگانه برای دو هدف شرب و کشاورزی بررسی شد. برای بررسی کیفیت آب شرب از استاندارد سازمان بهداشت جهانی استفاده گردید. پارامترهای کیفیت و حد مجاز برای این داده ها با توجه به سازمان استاندارد بهداشت جهانی در جدول های (۵)، (۶) و (۷) آورده شده است.

کیفیت آب چاه ها از نظر مصرف شرب، ۱۰ درصد چاه ها در کلاس سه شوری قرار دارد که در حد متوسط می باشد و در ۹۰ درصد چاه ها در کلاس چهار شوری با پیامد بد قرار دارد و مناسب برای استفاده شرب نمی باشد. از نظر SO_4 ، ۱۰ درصد چاه ها در کلاس چهار با پیامد بد،

هدایت الکتریکی در آب های زیرزمینی تابعی از مقدار مواد جامد حل شده و درجه حرارت می باشد و با افزایش آن مقدار هدایت الکتریکی نیز افزایش می یابد. با توجه به شکل (۳) روند تغییرات دو پارامتر TDS و EC تقریباً یکسان بوده و میزان آنها از جنوب به شمال دشت افزایش یافته است. سدیمی بودن حالت پیچیده تری نسبت به شوری می باشد. شاخص سدیمی بودن، نسبت جذبی سدیم بوده که وابسته به غلظت سدیم، کلسیم و منیزیم می باشد. هر چه این نسبت بیشتر باشد باعث سدیمی شدن خاک و کاهش نفوذپذیری آن می گردد. با توجه به شکل (۳) میزان SAR در قسمت های جنوبی دشت کم و هر چه به قسمت های شمالی می رویم، میزان آن افزایش می یابد. بنابراین استفاده دراز مدت از این آب ها باعث سدیمی شدن خاک و کاهش نفوذپذیری آن می شود. پارامترهایی که مورد بررسی قرار می گیرند، متفاوت است ولی بررسی کاتیون ها و آنیون های اصلی آب در هر مطالعه ای اهمیت دارد. از آنجا که یون کلرید تحت تأثیر فرایندهای شیمیایی نظیر فرایند جذب و تعویض یونی قرار نمی گیرد لذا در موارد آلودگی آبهای زیرزمینی به ویژه در نفوذ آب شور به سفره های ساحلی می تواند به عنوان ردیاب تغییرناپذیر مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به شکل (۳) میزان کلر نیز از شمال به جنوب افزایش داشته است. افزایش تدریجی یون طبق توالی چیبوتارو در مسیر جریان آب زیرزمینی قرار

جدول ۵ - حد مجاز پارامترهای مربوط به کیفیت آب برای مصارف شرب استاندارد سازمان بهداشت جهانی (WHO)

پارامتر	pH	TDS	Ca	Mg	SO ₄	CL
واحد	-	Mg/L				
حد مجاز	۷-۸/۵	۵۰۰	۲۰۰	۱۵۰	۲۰۰	۲۰۰

جدول ۶ - کلاس های شوری EC

کیفیت	EC(ds/m)	کلاس
عالی	<۰/۲۵	C1 شوری کم
خوب	۰/۲۵-۰/۷۵	C2 شوری متوسط
متوسط	۰/۷۵-۲/۲۵	C3 شوری زیاد
بد	>۲/۲۵	C4 شوری خیلی زیاد

جدول ۷ - کلاس های نسبت جذب سدیم

کلاس	SAR(mg/l)	کیفیت
S1 کم	<۱۰	عالی
S2 متوسط	۱۰-۱۸	خوب
S3 زیاد	۱۸-۲۶	متوسط
S4 خیلی زیاد	>۲۶	بد

جدول ۸ - طبقه بندی آب از نظر کشاورزی بر اساس طبقه بندی آب به روش ویل کاکس

مقدار شوری	درجه	کلاس	مقدار EC ($\mu\text{s/m}$)
کم	عالی	یک	EC < ۲۵۰
متوسط	مناسب	دو	۲۵۰ < EC < ۷۵۰
زیاد	قابل قبول	سه	۷۵۰ < EC < ۲۲۵۰
بسیار زیاد	نامناسب	چهار	۲۲۵۰ < EC < ۳۰۰۰
بسیار شور	غیر قابل استفاده	پنج	EC > ۳۰۰۰

جدول ۹ - طبقه بندی آب از نظر خطر سدیمی بودن بر اساس طبقه بندی ویل کاکس

مقدار جذبی سدیم	درجه	کلاس	مقدار SAR
کم	خوب	یک	SAR < ۱۰
متوسط	قابل قبول	دو	۱۰ < SAR < ۲۰
زیاد	نامناسب	سه	۲۰ < SAR < ۲۸
بسیار زیاد	غیر قابل استفاده	چهار	SAR > ۲۸

دو با خطر متوسط و ۳۰ درصد در کلاس سه با خطر سدیمی شدن زیاد و نامناسب برای آبیاری کشاورزی می باشد. از نظر TDS آب های زیرزمینی دشت بجنستان دارای هیچ گونه پیامد بدی نمی باشند.

نتیجه گیری

مطالعه خواص شیمیایی آب زیرزمینی از اهمیت فوق العاده ای برخوردار است زیرا قابل استفاده بودن آن برای مصارف مختلف شرب، صنعت و کشاورزی با توجه به کیفیت آب زیرزمینی مشخص می شود. نتایج نشان داد اکثر ویژگی های مورد مطالعه از چولگی بالایی برخوردار بودند که به روش لگاریتم گیری داده ها نرمال شدند. نتایج ترسیم واریوگرام و برازش هر یک از ویژگی های مورد مطالعه نشان داد داده ها از ساختار استحکام فضایی متوسط تا قوی برخوردار هستند که نقش به سزایی در بالا بردن دقت برآورد دارد. همچنین نتایج نشان داد روش های زمین آماری برتری قابل توجهی نسبت به روش های معین دارد. بهترین روش مدل سازی برای پارامترهای SAR، EC، Ca، Mg و Cl روش کوکریجینگ و برای پارامترهای pH، SO₄

۳۰ درصد در کلاس سه با درجه پیامد متوسط و ۶۰ درصد در کلاس دو با کیفیت خوب می باشد. مقدار شاخص لانتزیر ۰/۸۳ می باشد که گویای آن است که تمایل برای رسوبگذاری در لوله ها وجود دارد. همچنین متوسط شاخص لایزیر ۶/۴۳ است که مؤید وجود خاصیت خوردگی در آب می باشد. با توجه به اثری که آب های رسوب گذار و خورنده بر شبکه های توزیع می گذارند و تأثیر این گونه آب ها بر سلامت انسان لازم است، اقداماتی برای اصلاح این گونه آب ها صورت گیرد تا از هدر رفت هزینه های کلان جلوگیری شود.

بر اساس طبقه بندی چاه ها به روش ویل کاکس در منطقه مورد مطالعه، ۲۰ درصد چاه ها از نظر شوری در کلاس شماره دو قرار گرفته اند و دارای آب مناسب برای آبیاری می باشند. ۵۰ درصد چاه ها در کلاس شماره سه قرار گرفته اند که دارای شوری زیاد اما برای آبیاری قابل قبول می باشند و ۳۰ درصد چاه ها از نظر شوری در کلاس چهار قرار گرفتند که دارای شوری بسیار زیاد می باشد و برای آبیاری کشاورزی نامناسب است و خطر شور شدن اراضی کشاورزی وجود دارد. از نظر خطر سدیمی شدن خاک ۱۰ درصد از چاه ها در کلاس یک و خطر کم، ۶۰ درصد در کلاس

مسیر طولانی تر باشد کیفیت آب نیز به نسبت بدتر می شود. همچنین می توان گفت علت افزایش این پارامترها را به وجود لایه های نمکی در این منطقه، برداشت بیش از اندازه از آب های زیرزمینی و کمبود بارندگی در دهه های اخیر می باشد. برداشت بی رویه از آب های زیرزمینی در سال های اخیر باعث تشدید تخریب منابع آبی دشت بجنستان شده است. حفر چاه های عمیق و نیمه عمیق و افزایش سطح زیر کشت موجب کاهش تدریجی منابع آب و شور شدن و لم یزرع شدن اراضی کشاورزی و حتی نشست خاک شده است. لذا ضروری است دیگر نواحی در معرض خطر نیز شناسایی شده و مسئولین جهت جلوگیری از تخریب بیشتر اراضی کشاورزی چاره ای بیاندیشند. با توجه به افت روز افزون تراز آب زیرزمینی و پایین آمدن کیفیت آن پیشنهاد می شود، علاوه بر تمدید ممنوعیت حفر منابع جدید، میزان برداشت از آب زیرزمینی نیز مدیریت شود. با توجه به کاهش آب های سطحی منطقه و اعمال فشار به آبخوان، پیشنهاد می شود نوع کشت منطقه طبق مطالعات دقیق تعویض شده و از کشت محصولاتی که نیاز فراوان به آبیاری دارند، ممانعت شود.

$\text{Na}\cdot\text{HCO}_3$ و TDS روش کریجینگ می باشد. همچنین کیفیت آب چاه ها از نظر مصرف شرب و کشاورزی نیز مورد بررسی قرار گرفت. کیفیت آب زیرزمینی براساس ترکیب شیمیایی، بیولوژیکی، محتوای رسوبی و درجه حرارت آن تعیین می شود. آب زیرزمینی از لحاظ تراکم و تشکیل در جو تا لحظه ای که مورد بهره برداری قرار می گیرد، در معرض واکنش و تغییر کیفیت قرار دارد. در زیرزمین به علت کندی حرکت و تماس طولانی مدت با سازندهای مختلف زمین شناسی، میزان املاح آن افزایش می یابد. کیفیت آب زیرزمینی می تواند نشانه ی منشا و سن آن، موادی که در زیرزمین با آن ها در تماس بوده و دمای نواحی عمیق تر باشد. نتایج نشان داد، شوری و نسبت جذبی سدیم در اکثر چاه ها بالا بوده و مصرف آب این چاه ها در درازمدت باعث شور شدن و کاهش نفوذپذیری خاک می گردند و از نظر شرب نیز باعث رسوبگذاری و خوردگی در لوله ها می شوند. با توجه به نقشه ها و جدول های مربوط به این تحقیق گفت که هدایت الکتریکی، نسبت جذبی سدیم و میزان کلرید از جنوب به شمال دشت افزایش داشته است که این عامل مربوط به ذات آب زیرزمینی می باشد که هر چه از محل تغذیه دورتر شده و به محل تخلیه نزدیک تر می شود، از کیفیت کلی آن کاسته می شود و هرچه این

منابع

- ۱- استواری، ی. ۱۳۹۰. ارزیابی کیفیت آب آبخوان های منطقه ی لردگان و تأثیر سازندهای زمین شناسی بر کیفیت این آبخوان ها. پایان نامه ی کارشناسی ارشد، رشته علوم خاک دانشگاه شهرکرد، ۱۱۰ صفحه.
- ۲- بامری، ا.، خرمالی، ف.، کیانی، ف. و ا. دهقانی. ۱۳۹۱. تغییرات مکانی کربن آلی خاک در موقعیت های مختلف شیب در اراضی شیبدار لسی منطقه توشن استان گلستان. مجله حفاظت آب و خاک، ۱۹(۲): ۴۳-۶۱
- ۳- ترشیزیان، ح.، و س.ر. موسوی حرمی. ۱۳۷۸. رسوب شناسی و ژئومورفولوژی مخروط های افکنه و مناطق پست پلایایی در شمال شرق استان یزد واقع در ایران مرکزی. سومین همایش انجمن زمین شناسی ایران، دانشگاه شیراز، ۷۴۴ صفحه.
- ۴- حبیبی اربطانی، و.، احمدی، ع. و م. م. فتاحی. ۱۳۸۸. مدل سازی تغییرات مکانی برخی از ویژگی های شیمیایی آب های زیرزمینی را به کمک روش های زمین آماری. مجله علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، ۳(۷): ۳۳-۲۳.
- ۵- حسنی پاک، ع. ا. ۱۳۷۷. زمین آمار. انتشارات دانشگاه تهران، ۱۸۲ صفحه.
- ۶- حشمتی، س. و ح. بیگی هرچگانی. ۱۳۹۱. بهینه بندی شاخص های کیفی آب زیرزمینی شهرکرد به منظور استفاده در طراحی سامانه های آبیاری. مجله پژوهش آب در کشاورزی، ۲۶(۱): ۵۹-۴۴.
- ۷- دهقان، م.، رضائیان، ش.، و ج. نادری. ۱۳۹۰. ارزیابی تغییرات کیفی آب زیرزمینی دشت شبستر با استفاده از GIS. همایش ژئوماتیک، تهران، سازمان نقشه برداری کشور.
- ۸- رضایی، م.، دواتگر، ن.، تاجداری، خ.، و ب. ابولپور. ۱۳۸۹. بررسی تغییرات مکانی برخی شاخص های کیفی آب های زیرزمینی استان گیلان با استفاده از زمین آمار. نشریه آب و خاک، ۲۴(۵): ۹۴۱-۹۳۲.

- ۹- زهتابیان، غ. و ح. محمد عسکری. ۱۳۸۶. طرح تحقیقاتی بررسی و تحلیل مکانی خصوصیات کیفی آب‌های زیرزمینی درحوزه آبخیز گرمسار. دانشگاه تهران.
- ۱۰- شعبانی، م. ۱۳۸۷. تعیین مناسبترین روش زمین آمار در تهیه نقشه تغییرات pH و TDS آبهای زیرزمینی (مطالعه موردی: دشت ارسنجان). مجله مهندسی منابع آب، ۱: ۵۷-۴۷.
- ۱۱- صفری، م. ۱۳۸۱. تعیین شبکه بهینه پایش آبهای زیرزمینی با استفاده از روش زمین آمار. پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته آبیاری و زهکشی، دانشگاه تربیت مدرس.
- ۱۲- محمدی، م.، محمدی قلعه‌نی، م.، و ک. ابراهیمی. ۱۳۹۰. تغییرات مکانی و زمانی کیفیت آب زیرزمینی دشت قزوین. پژوهش آب ایران. ۵: ۴۱-۵۲.
- ۱۳- مهدوی م. ۱۳۸۴. هیدرولوژی کاربردی. جلد دوم. انتشارات دانشگاه تهران.
- ۱۴- نظری زاده، ف. اردشیان، ب. و ک. زند وکیلی. ۱۳۸۵. بررسی تغییرات مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت بالارود در استان خوزستان. اولین همایش منطقه‌ای بهره برداری بهینه از منابع آب حوزه‌های کارون و زاینده رود، دانشگاه شهر کرد، ۱۳۳۶ صفحه.
- ۱۵- وکیلی ع. ۱۳۷۵. سنخ‌رانی‌های کلیدی در گردهمایی اقتصاد آب. مجله آب و توسعه، ۱۸- ۱۳.
- 16- Ahmed, S. 2002. Groundwater monitoring network design: Application of geostatistics with a few case studies from a granitic aquifer in a semi-arid region. in: Groundwater Hydrology, M.M. Sherif, V.P. Singh and M. Al-Rashed (Eds.), Balkema, Tokyo, Japan. 2: 37-57.
- 17- Barca, E. and G. Passarella. 2007. Spatial evaluation of the risk of groundwater quality degradation. A comparison between disjunctive kriging and geostatistical simulation, Environ Monit Assess, 137:261-73.
- 18- Cambardella, C. A., Moorman, T. B., Novak, J. M., Parkin, T. B., Karlen, D. L., Turco, R. F., and A. E. Koropaka. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. Soil Science Society of America Journal 58: 1501-1511.
- 19- Chen, D. 2003. The influence, of mind and topography on precipitation distribution in Sweden: Statistical analysis and modeling. International Journal of Climatology, 23: 1523-1535.
- 20- Ekhtesasi, M. R., and f. Mohamadzade, 2013. Assessment of geomorphology, challenges and potential of natural and potential playa Bajestan. The 1st national Conference on Solutions to Access Sustainable Development in Agriculture, Natural Resources and the Environment. Tehran. March.
- 21- Fetouani, S. Sbaa, M. Vanclooster, M. and B. Bendra. 2008. Assessing groundwater quality in the irrigated plain of Triffa (North-east Morocco). Journal of Agricultural Water Management, 95: 133-142.
- 22- Freeze, R. A. and T. C. Cherry. 1979. Groundwater, Prentice-Hall, Inc, Englewood Cliffs, New Jersey, 604 p.
- 23- Gaus, I., Kinniburgh, D.G., Talbot, J.C., and R. Webster. 2003. Geostatistical analysis of arsenic concentration in groundwater in Bangladesh using disjunctive kriging, Environmental geology, 44:939-948.
- 24- Goovaerts, P. 1997. Geostatistics for natural resources evaluation. Oxford University Press, New York, 483 p.
- 25- Jager. N. 1990. Hydrogeology and groundwater simulation. Lewis Publishers.

- 26- Nielsen, D.R., and J.Bouma, . 1985. Soil Spatial Variability. In:Proceedings of a Workshop of the ISSS and the SSSA. Pudoc, Wageningen. LasVegas, USA.
- 27- Taghizadeh-mehrjardi ,R. Zareian-Jahromi ,M. Mahmodi ,Sh. and A, Heidari.2008. Spatial Distribution of roundwater Quality with Geostatistics (Case Study: Yazd-Ardakan Plain). World Applied Sciences Journal, 4 (1): 09-17.
- 28- Kresic. N. 1997. Hydrogeology and Groundwater modeling. Lewis Publishers
- 29- Isaaks, E.H., and R.M. Srivastava. 1989. An introduction to applied geostatistics. Oxford University Press, New York, 561 p.