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

حلیمه پیری[1*]، حسین انصاری[2] و ابوالفضل بامری [3]

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 دریافت: ۹۲/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۷/۳۰

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 بجستان با استفاده از روش‌های زمین آماری جهت مصرف آب شرب و کشاورزی انجام گرفته است. پارامترهای Na، SAR، SO_4، EC، Cl، TDS، HCO_3، pH، Ca و Mg از کل ویژگی‌های آب زیرزمینی و از کیفیت آب مربوط به ٦١ حلقه چاه انتخاب شدند. در ابتدا نرمال بودن داده ها مورد بررسی قرا گرفت و داده های غیر نرمال به روش لگاریتم‌گیری، 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 Mg، Ca، SAR،EC و Cl روش کوکریجینگ و برای پارامترهای SO_4 ،pH، HCO_3 ،Na و TDS روش کریجینگ 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 خورندگی در لوله ها می شوند.

کلید واژه ها: دشت بجستان، کیفیت آب، زمین آمار، کریجینگ، کوکریجینگ.

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

H. Piri[1], H. Ansari[2] and A. Bameri [3]

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 geostastical 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،Ca ،EC ، SAR, so_4 and Cl and other parameters such as Na, TDS, HCO3 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

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 می شود. 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 نمی شود، 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 می گیرد. تغییرکیفیت آب‌های زیرزمینی و شور شدن منابع آب در حال حاضر خطری بزرگ در راه توسعه کشاورزی کشور به خصوص در اراضی خشک می باشد (مهدوی، 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 توانایی های این منابع، میزان مصرف آنها نیز معلوم شود. براساس گزارش وکیلی 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 قسمت های مهم مطالعات آب‌های زیرزمینی است. تنوع کیفی آب زیرزمینی از لحاظ فیزیکی و شیمیایی تابع خصوصیات زمین شناسی و فعالیت های انسانی در هر منطقه می باشد. 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 فیزیکوشیمیایی آب تغییر کرده است که بدون شک برای منابع طبیعی کشور یک فاجعه محسوب می‌شود. در کنار کاهش مخازن آب زیرزمینی، ورود آلاینده های 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 می رسد. تهیه‌ی نقشه‌های به هنگام تغییرات شوری و املاح می تواند 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 تهیه‌ی نقشه‌های تغییرات کیفیت آب‌های زیرزمینی می‌توان به روش‌های زمین آمار کریجینگ و کوکریجینگ و روش‌های معین مانند روش عکس فاصله، تابع شعاعی و غیر ه نام برد. انتخاب روش مناسب پهنه بندی و تهیه‌ی نقشه‌ی 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 دهنده‌ی چولگی بالا در داده‌های آرسنیک بود. برای برآورد غلظت و تهیه‌ی نقشه‌ی احتمال از روش کریجینگ گسسته استفاده شد. نتایج نشان دادند که در منطقه‌ی 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

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[1](۱۹۹۷) روش کریجینگ را به عنوان بهترین و قوی ترین ابزار برای درون یابی داده‌های تهیه‌ی نقشه‌های اندازه‌ی آب زیرزمینی معرفی کرد. احمد[2](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. جاگر[3](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. فتاونی و همکاران[4](۲۰۰۸) در مطالعه کیفیت آب‌های زیر زمینی دشت‌های کشاورزی تریفا در شمال شرق مراکش از نظر اندازه‌ی نیترات 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، توسعه ی اراضی کشاورزی در این مناطق باعث تخریب کیفیت آب‌های زیرزمینی می گردد. تقی زاده مهرجردی و همکاران(۲۰۰۸) در مطالعه‌ای در 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 وکوکریجینگ 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[5](۲۰۰۸) جهت تهیه‌ی نقشه‌ی خطر نیترات 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 آن ها نشان داد روش‌های زمین آمار برتری بالایی نسبت به روش‌های معین داشته و بهترین روش برای مدل سازی پارامترهای کلر، مجموع کاتیون ها 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 مطالعه‌ی تغییرات کیفی و مکانی برخی ویژگی‌های آب زیر زمینی دشت بجستان می‌باشد.

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

مواد و روش ها

دشت بجستان 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 طبس منتهی می‌شود. بجستان در طول جغرافیایی ´۴۵ °۵۷ تا ´۳۷ °۵۸ 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 می دهد.

در این تحقیق از نتایج تجزیه شیمیایی ۶۱ حلقه چاه منطقه استفاده شد. داده های مورد استفاده از جهاد کشاورزی شهرستان بجستان تهیه گردیدند. نقاط نمونه برداری شده از پراکنش خوبی برخودار بودند. بعد از نرمال سازی داده ها جهت پهنه بندی ویژگی‌های کیفی آب از روش‌های زمین آماری کریجینگ، کوکریجینگ و روش وزن دهی معکوس[6](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

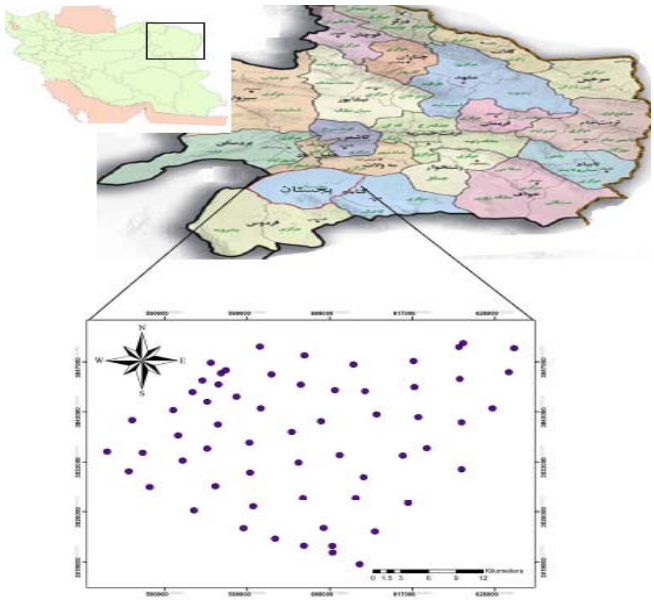
در روش کریجینگ معمولی مقدار متغیر در هر نقطه نمونه برداری نشده با استفاده از یک متوسط‌گیری متحرک وزنی خطی مقادیر اندازه گیری شده در همسایگی نقطه مورد نظر تخمین زده می‌شود (ایساکس و سری واستاوا[7]، ۱۹۸۹):

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i Z(x_i) \, , \sum_{i=1}^{n} \lambda_i = 1 \qquad (۱)$$

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

6- Inverse Distance Square Weighted
7- Isaaks and Srivastava

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



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه

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

$$Z^*(X_i) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_{1i} . Z_1(X_i) + \sum_{j=1}^{m} \lambda_{2j} . Z_2(X_j) \qquad (۲)$$

که در اینجا $\gamma(x_i, x_j)$: مقدار تغییرنما بین تمام جفت مقادیر معلوم، μ ضریب لاگرانژین برای به حداقل رساندن واریانس کریجینگ و $\gamma(x_i, x_0)$: مقدار نیم تغییرنما بین موقعیت مورد تخمین (x_0) و iامین نقطه نمونه برداری شده می‌باشد.

واریانس کریجینگ در نقطه x_0، عبارت است از:

$$\sigma^2_{OK}(x_0) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \mu \qquad (۳)$$

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

شده در سطوح اعتماد مختلف قابل محاسبه است (وارتس[1]، 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

1- Varts

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 می رسد و به حالت افقی نزدیک می‌شود. این دامنه محدوده ای را نشان می دهد که می توان از آن برای پیدا کردن متغیر مجهول استفاده کرد.

ب- سقف یا آستانه متغیرنمای:

به مقدار ثابتی که متغیر نمای در دامنه تأثیر به آن می رسد. مقدار آستانه واریانس کل تمام نمونه هایی 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 C0 می نامند. 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 می توان از روش کوکریجینگ و بر اساس همبستگی بین متغیرهای مختلف، برای برآورد استفاده کرد. معادله کوکریجینگ به شرح زیر می‌باشد:

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

(۴)

که در آن:
$Z^*(X_i)$: مقدار برآورد شده برای نقطه X_i
$Z_2(Xj)$: متغیر مکانی کمکی یا ثانویه
$Z_1(Xi)$: متغیر مکانی اصلی
$Z(X0)$: مقدار نامعلوم متغیر در نقطه X_0بوده
m و n: به ترتیب برابر با تعداد نقاط نمونه برداری متغیرهای اصلی و کمکی است. λ_{1i} و λ_{2j} : 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:

(۵)

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

که در آن:
$\gamma(zy)h$: تغییرنما متقابل بین متغیر yوz
$Z(X_i)$: 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 طوری‌که 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 آن ها 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:

(۶)

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

که در آن:
λ_i : وزن ایستگاه iام
D_i : فاصله ایستگاه iام تا نقطه مجهول
α : توان وزن دهی

تعیین مناسب ترین روش میانیابی

پس از رسم واریوگرام و برازش مناسب، عملیات میان یابی به وسیله روش کریجینگ، کوکریجینگ و تابع معکوس فاصله با توان های مختلف بررسی گردید. برای این منظور از روش ارزیابی متقابل[1] استفاده گردید. در این روش مقادیر مشاهده شده متغیر مورد مطالعه، $Z(xi)$، 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 $Z^*(xi)$. در نهایت مقادیر واقعی با مقادیر تخمین زده شده متناظر با خود مورد مقایسه قرار می‌گیرند. برای مقایسه، سه معیار مختلف متوسط خطا[2] (ME)، متوسط قدر مطلق خطا[3](MAE) و جذر میانگین مربعات خطا[4](RMSE) مورد استفاده قرار خواهد گرفت (ایساکس و سری واستا[5]، ۱۹۸۹):

$$ME = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}[Z^*(x_i) - Z(x_i)] \quad (۷)$$

$$MAE = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}|Z^*(x_i) - Z(x_i)| \quad (۸)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(Z\text{-}Z^*)^2} \quad (۹)$$

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 طورکلی 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[6] (CV):

ضریب تغییرات ازتقسیم انحراف معیاربرمیانگین توزیع موردنظربه 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

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

جدول۱- 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)		۲/۷۵	-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

که در این معادله S و $\overline{X}$ به ترتیب انحراف معیار و میانگین نمونه‌ها می‌باشند.این مقدار زمانی تعریف شده است که میانگین صفرنباشد.

نتایج

برای هرگونه مطالعه یا محاسبه آماری لازم است که داده‌های آزمایشی و مزرعه‌ای که به صورت توده‌ای از اعداد خام هستند به شکل خاصی منظم گردند. تنظیم داده‌های عددی در جدول ها و ترسیم نمودار آن ها، از اولین مراحل تجزیه آماری می‌باشد و این داده‌ها زمانی که مرتب شوند حاوی اطلاعات مهم و مفیدی می‌باشند. ضریب تغییرات به عنوان یک شاخص، تغییرات کلی از ناهمگنی پارامترهای کیفیت آب زیرزمینی را نشان می‌دهد. 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 می‌باشد. بنابراین همان طور که در جدول ۱ دیده می‌شود می‌توان شدت تغییرات تمامی 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) می‌باشد که این امر نشان دهنده عدم تغییرات گسترده این ویژگی در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. 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 می‌باشد. همچنین پارامترهای نسبت جذبی سدیم SAR و HCO_3 بعد از pH دارای کمترین مقادیر ضریب تغییرات می‌باشند که نشان دهنده یکنواختی نسبی این داده‌ها در دشت است و سایر پارامترهای اندازه گیری شده درصد تغییرات بالایی دارند که نشان دهنده تغییرات زیاد آنها در آبخوان است. وضعیت توزیع داده‌ها برای کارهای آماری و از جمله زمین آمار از اهمیت قابل توجه‌ای برخوردار می‌باشد. در صورت نرمال بودن یا نزدیک به نرمال بودن توزیع داده‌ها، روش‌های 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 نمی‌کنند و ضریب چولگی آنها بین ۱- و

۱+ قرار ندارد (به نقل از بامری و همکاران، ۱۳۹۱) لذا با استفاده از روش لگاریتم گیری، داده ها نرمال سازی و نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است. در روش کوکریجینگ باید از از متغیر کمکی استفاده شود، بدین منظور همان طوری که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود بین پارامترهای اندازه‌گیری شده رابطه همبستگی برقرار شد و پارامترهای با ضریب همبستگی بالاتر به عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. لذا بـرای بـرآورد غلظت سـدیم از غلظت TDS (R=۰/۹۴)، بـرای

جدول۲ - ضرایب همبستگی پیرسون مربوط به ویژگی های تجزیه شیمیایی آب های 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 پنج درصد **همبستگی در سطح یک درصد

جدول۳ - بهترین مدل برازش داده شده به واریو گرام و عامل های مربوط به آن

عامل کیفی آب زیرزمینی	مدل	اثرقطعه ای C_0	آستانه C_0+C	شعاع تأثیر A_0	تناسب مکانی $C/(C_0+C)$	RSS	R^2
SAR	کروی	۰/۰۱	۰/۰۳	۳۰۴۹۰	۰/۵۸	۳/۴۴۶ E-۰/۰۳	۰/۴۴
Na	گوسی	۰/۰۳	۰/۵۵	۱۲۴۱۰	۰/۸۷	۰/۰۳	۰/۶۷
Mg	گوسی	۰/۱۶	۰/۳۳	۱۷۲۲۰	۰/۵	۰/۰۳	۰/۴۲
Ca	گوسی	۰/۱۴	۰/۴۱	۱۲۸۹۰	۰/۶۵	۰/۰۶	۰/۵۸
SO4	گوسی	۰/۱۳	۰/۷۲	۸۱۱۰۰	۰/۸۱	۰/۰۲	۰/۲۹
HCO_3	گوسی	۰/۰۴	۰/۲۸	۶۱۹۸۰	۰/۸۳	۱/۴۷ E-۰۳	۰/۵۴
Cl	گوسی	۰/۱۱	۰/۷۲	۱۳۸۶۰	۰/۸۴	۰/۱۲	۰/۷۸
EC	نمایی	۰/۰۲	۰/۳۴	۵۶۶۰	۰/۹۲	۰/۰۱	۰/۶۷
TDS	گوسی	۰/۰۶	۰/۲۵	۱۴۶۹۰	۰/۷۵	۰/۰۱	۰/۷۹
pH	گوسی	۰/۰۶	۰/۱۳	۸۱۱۰۰	۰/۵	۴/۲۷ E-۰۳	۰/۰۳۴

برآورد نسبت جذب سدیم از غلظت سدیم(R=۰/۶۳)، برای برآورد غلظت سولفات از غلظت SAR(R=۰/۴۳)، برای برآورد غلظت کلر از شوری(R=۰/۹۷)، برای برآورد غلظت منیزیم از کلسیم (R=۰/۸۴) و برای شوری از غلظت کلر(R=۰/۹۷) استفاده شد. دو پارامتر pH و HCO_3 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 متقابل استفاده کردند. همچنین حبیبی اربطانی و همکاران(۱۳۸۸) نیز از شوری به عنوان متغییر کمکی کلر برای محاسبه واریوگرام متقابل استفاده کردند. اختصاصی و محمد زاده (۲۰۱۳)دشت بجستان را دومین پلایا بزرگ ایران با مساحت حدود ۳۷۲۵ کیلومتر مربع معرفی می‌کند. این محققان در بررسی میزان تمرکز عناصر مختلف در رسوبات پلایی اظهار می کنند که از حاشیه به سمت نواحی مرکزی پلایا ابتدا کربنات ها، سپس سولفورها و در مرکز حوضه کلرورها ته نشین شده اند. از طرفی اختصاصی و محمد زاده(۲۰۱۳) به نقل از ترشیزیان و موسوی حرمی(۱۳۷۸) بیان می کنند با افزایش تبخیر ابتدا رسوباتی مانند کربنات کلسیم

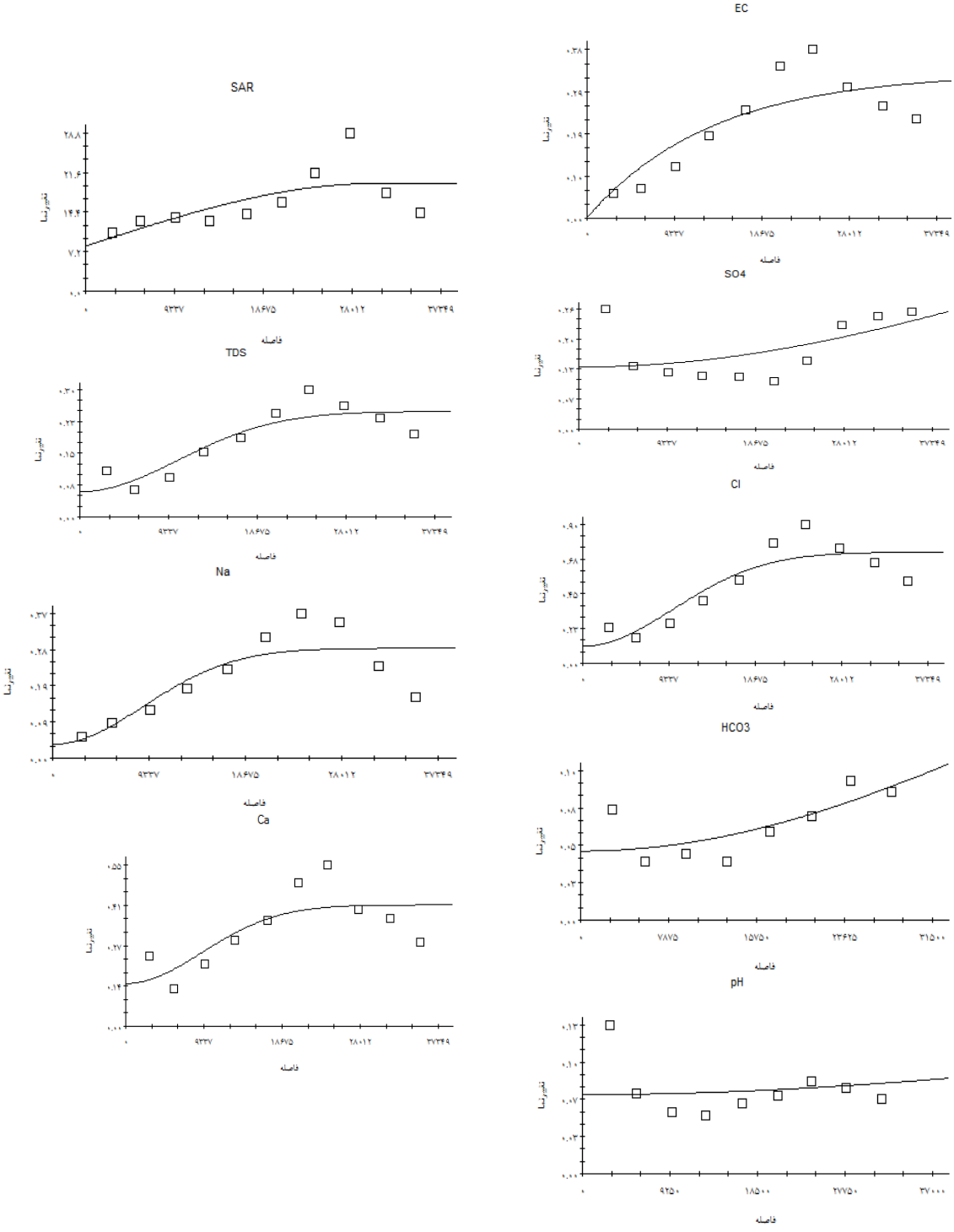
در حواشی پلایا و سپس سولفات سدیم و کلسیم در نواحی مرکزی تر و در مرکز پلایا کلرور سدیم و کلرور پتاسیم ته نشست می‌شود. بنابراین می توان دلیل همبستگی سولفات با نسبت جذبی سدیم را وجود ترکیبات سولفات سدیم در منطقه بیان نمود چرا که آب با عبور از میان این تشکیلات تبخیری که دارای انحلال پذیری بالای هستند، مقدار زیادی املاح را با خود حمل کرده و به سرعت کیفیت آب افت خواهد کرد. در این ارتباط محمدی و همکاران(۱۳۹۰) در مطالعه‌ای 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 روش‌های زمین آمار، محاسبه و الگوسازی تغییرنما را طلب می‌کند. در نتیجه به منظور بررسی و مطالعه ساختار تغییرات مکانی پارامترهای اندازه گیری شده آب های زیرزمینی دشت بجستان ، 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 می‌شود pH از خود ساختار مکانی نشان نداده فقط دارای اثر قطعه‌ای تام می‌باشد. 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 متغییرها 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 تغییرنماهای تجربی، مدل تئوری بر تغییرنما (به کمک نرم افزار GS^+) برازش داده شد و تغییرنما مناسب به داده‌های خصوصیات آب از بین مدل‌های خطی به سقف، خطی، کروی، نمایی و گوسی انتخاب گردید. انتخاب مناسب‌ترین مدل تغییرنما، بر اساس حداقل مجموع مربعات (RSS) و حداکثر میزان R^2 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.

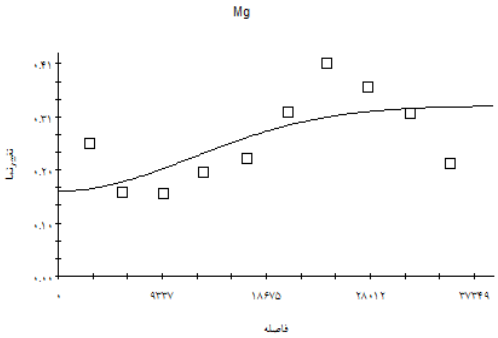
نتایج برازش مدل ها نشان داد شاخص SAR از مدل کروی، شاخص EC مدل نمایی و سایر شاخص ها از مدل گوسی پیروی می‌کنند. در تحقیق رضایی و همکاران(۱۳۸۹) در گیلان برای EC مدل کروی را برازش دادند. تقی زاده مهرجردی و همکاران(۲۰۰۸) در دشت اردکان یزد برای پارامترهای EC، TDS، Cl و Na مدل کروی و برای SO_4 مدل نمایی را به عنوان بهترین مدل برازش داده شده انتخاب کردند. حشمتی و بیگی هرچگانی(۱۳۹۱) در ارزیابی کیفی آب های زیرزمینی 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، SO_4، HCO_3 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 ($C/(C_0+C)$) شاخصی از قدرت ساختار مکانی متغیرها می‌باشد. هرچه این پارامتر به عدد یک نزدیک تر باشد نشان دهنده همبستگی مکانی قوی تر می‌باشد. در این تحقیقSAR، Mg، Ca، TDS و pH از همبستگی مکانی متوسط و EC،Cl،HCO_3،Na وSO_4 از همبستگی مکانی قوی برخوردار بودند. (بارکا و پاسارلا[1]، ۲۰۰۷). پس از تجزیه و تحلیل تغییرنما درون یابی داده‌ها به کمک نرم افزار GS^+ به وسیله روش‌های زمین آماری کریجینگ و کوکریجینگ و روش معین وزن دهی معکوس فاصله انجام گرفت که نتایج آن در جدول۴ آورده شده است. برای تعیین مناسب ترین روش میان یابی، از میان سه روش ارزیابی، از پارامترهای مجذور میانگین مربعات خطا(RMSE) وR^2 استفاده شد. نتایج نشان می دهد که روش‌های زمین آماری کریجینگ و کوکریجینگ نسبت به روش معین وزن‌دهی فاصله معکوس تخمین بهتری را برآورد می‌کند. از بین دو روش کریجینگ و کوکریجنگ 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، روش‌های 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 پاسارلا(۲۰۰۷) مطابقت دارد. با توجه به نتایج ارزیابی متقابل برای پارامترهای EC، SAR، Ca، Mg وCl روش کوکریجینگ و برای دیگر ویژگی ها روش کریجینگ به عنوان روش برتر میانیابی 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.

1- Barca and Passarella

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



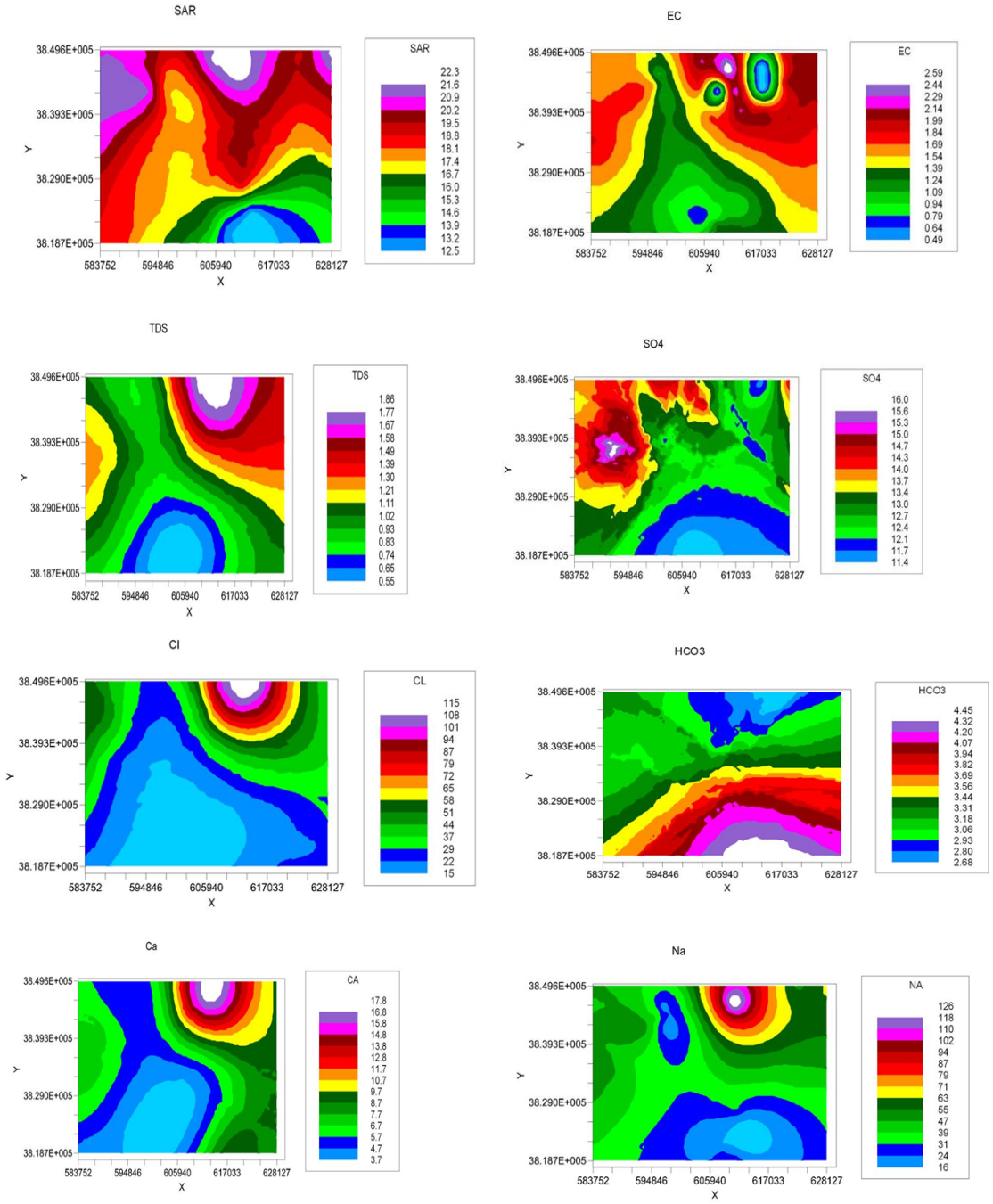


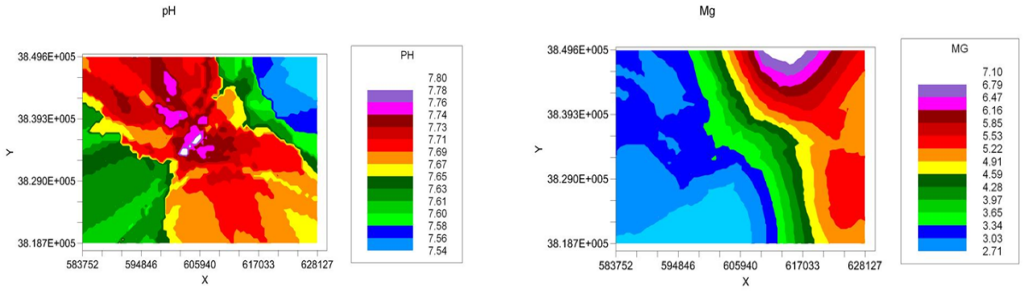
شکل ۲- تغییرنماهای مربوط به ویژگی های کیفی آب زیرزمینی

جدول ٤- 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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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
	کوکریجینگ	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

وزن دهی معکوس فاصله	-۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۳۲	۰/۰۰۴





شکل۳- پهنه بندی برخی ویژگی های کیفی آبهای زیرزمینی دشت بجستان

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 تقریبا 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 فرآیندهای 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 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:

$$HCO_3^- \rightarrow HCO_3^- + SO_4^{2-} \rightarrow SO_4^{2-} + HCO^{3-}$$
$$\rightarrow SO_4^{2-} + Cl^- \rightarrow Cl^- + SO_4^{2-} \rightarrow Cl^-$$

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

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 ٦ – کلاس های شوری EC

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

جدول۷ – کلاس های نسبت جذب سدیم

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

جدول۸ - طبقه بندی آب از نظر کشاورزی بر اساس طبقه بندی آب به روش ویل کاکس

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

جدول۹ - طبقه بندی آب از نظر خطر سدیمی بودن بر اساس طبقه بندی ویل کاکس

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

۳۰ درصد در کلاس سه با درجه پیامد متوسط و ۶۰ درصد در کلاس دو با کیفیت خوب می باشد. مقدار شاخص لانژیلر ۰/۸۳ می باشد که گویای آن است که تمایل برای رسوبگذاری در لوله ها وجود دارد. همچنین متوسط شاخص لایزنر ۶/۴۳ است که مؤید وجود خاصیت خورندگی 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 ۱۰درصد از چاه ها در کلاس یک و خطر کم، ۶۰ درصد در کلاس 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 بجستان 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 براورد دارد. همچنین نتایج نشان داد روش‌های زمین آماری برتری قابل توجهی نسبت به روش‌های معین دارد. بهترین روش مدل سازی برای پارامترهای Mg، Ca، EC،SAR و Cl روش کوکریجینگ و برای پارامترهای pH، SO_4،

Na،HCO_3 و TDS روش کریجینگ می‌باشد. 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 شورشدن و کاهش نفوذپذیری خاک می گردند و از نظر شرب نیز باعث رسوبگذاری و خورندگی 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 مسیر طولانی تر باشد کیفیت آب نیز به نسبت بدتر می شود. همچنین می توان گفت علت افزایش این پارامترها را به و جود 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 بجستان 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.

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، ۱۱۰صفحه.

۲- بامری، ا.، خرمالی، ف.، کیانی، ف. و ا. دهقانی. ۱۳۹۱. تغییرات مکانی کربن آلی خاک در موقعیت‌های 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 ویژگی‌های شیمیایی آب های زیرزمینی را به کمک روش‌های 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. پهنه بندی شاخصهای 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 آب‌های 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 تغییراتpH 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 قلعه نی، 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 تغییرت مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت بالارود در استان خوزستان. اولین همایش منطقه ای بهره برداری بهینه از منابع آب حوزه های کارون و زاینده رود، دانشگاه شهر کرد، ۱۲۳۶ صفحه.

۱۵- وکیلی ع .۱۳۷۵. سخنرانی های 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 centeral Iowa soils. Soil Soil Science Society of America Journal 58: 1501-1511.

19- Chen, D. 2003. The influence, of mind and topography on precipition 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 (Nnorth-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.