

تجزیه و تحلیل تغییرات مکانی - زمانی شوری و عمق آب زیرزمینی (مطالعه موردی: استان مازندران)

معصومه دلبری^{۱*}، پیمان افراسیاب^۲ و سید روح الله میرعمادی^۳

چکیده

منابع آب زیرزمینی در فراهم کردن آب مورد نیاز کشاورزی از اهمیت زیادی برخوردارند. در این تحقیق تغییرپذیری مکانی شوری در دو سال (۱۳۸۱ و ۱۳۸۶) و عمق آب زیرزمینی در چهار سال (۱۳۶۶، ۱۳۷۶، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶) در استان مازندران با استفاده از روش‌های زمین‌آماری بررسی شد. روش‌های میانمایی مورد استفاده شامل روش‌های زمین‌آماری کریجینگ معمولی و کوکریجینگ و روش وزن‌دهی عکس فاصله با توان‌های ۱ تا ۴ بوده است. برای ارزیابی روش‌ها از فناوری اعتبارسنجی متقابل با معیارهای جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) و میانگین انحراف خطا (MBE) استفاده گردید. نتایج تحلیل آماری نشان داد که شوری و بخصوص عمق آب دارای واریانس و ضریب تغییرات بالایی می‌باشند. متوسط عمق آب زیرزمینی از سال ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۶ افزایش و مقدار متوسط شوری آب در سال ۱۳۸۶ نسبت به سال ۱۳۸۱ کاهش یافته است. نتایج تحلیل زمین‌آماری نشان داد که شوری و عمق آب زیرزمینی دارای همبستگی مکانی بالایی در سطح منطقه می‌باشند. ساختار مکانی شوری از مدل نمایی و عمق آب بطور عمده از مدل کروی تبعیت می‌کند. نتایج حاصل از اعتبارسنجی متقابل حاکی از آن است که برای شوری روش وزن‌دهی عکس فاصله با توان ۱ برای سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶، و برای عمق آب زیرزمینی، روش وزن‌دهی عکس فاصله با توان ۳ برای سال ۱۳۶۶، روش کریجینگ و کوکریجینگ با دقتی مشابه برای سال ۱۳۷۶ و روش کوکریجینگ برای سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶، بهترین برآورد (حداقل RMSE) را ارائه داده است. نقشه پهنه بندی شوری آب زیرزمینی نشان داد که مقدار شوری در هر دو سال بطور مشابه بطور تقریبی از غرب به شرق استان افزایش نشان می‌دهد. نقشه پهنه بندی عمق آب زیرزمینی نشان داد که عمق سطح آب در نواحی جنوبی و جنوب شرقی استان بیشترین مقدار را دارا است. روش‌های کریجینگ علاوه بر نقشه‌های تخمین، میزان خطای تخمین عمق آب زیرزمینی را نیز محاسبه نمودند. نقشه‌های خطای تخمین نشان داد که مقدار نامعینی عمق آب در محل چاه‌ها و فواصل نزدیک به آن‌ها، کمتر و در فواصل دورتر از چاه‌ها و نیز در نقاط فاقد آمار بیشتر می‌باشد. بنابراین در مواردی که لزوم برآورد میزان نامعینی تخمین احساس می‌گردد، کاربرد روش کریجینگ بر روش وزن‌دهی عکس فاصله ارجحیت دارد.

واژه های کلیدی: شوری آب زیرزمینی، عمق آب زیرزمینی، کریجینگ، کوکریجینگ، وزن‌دهی عکس فاصله، استان مازندران

مقدمه

دلیل شوری و سدیمی بودن آب و خاک کاهش می‌یابد. توسعه سریع و روزافزون روش‌های آبیاری که اغلب فاقد سیستم زهکشی کافی و مدیریت مناسب آب آبیاری می‌باشند، باعث بالا آمدن سطح آب زیرزمینی و شور شدن زمین‌های تحت آبیاری شده است (Smedema et al., 2000). به عبارت دیگر استفاده زیاد از آب آبیاری، نشت از کانال‌ها، راندمان کم آبیاری و سامانه‌های زهکشی ناکافی موجب افزایش میزان شوری و سطح آب زیرزمینی و در نتیجه افزایش احتمال شور شدن خاک می‌گردد (Demir et al., 2009). شور شدن ناحیه ریشه گیاه بستگی به عوامل مختلفی از جمله شوری آب زیرزمینی، کیفیت آب آبیاری، سیستم آبیاری، گیاه مورد کشت، نوع خاک و عمق آب زیرزمینی دارد (Ali et al., 2000; Demir et al., 2009). خصوصیات فیزیکی و شیمیایی آب زیرزمینی ثابت نبوده بلکه در طول زمان و مکان در حال تغییر است. از طرفی مدیریت مطلوب

آب‌های زیرزمینی منبع اصلی تأمین آب جهت مصارف شرب و کشاورزی بخصوص در مناطق خشک و نیمه خشک بشمار می‌روند (Ahmadi and Sedghamiz, 2008). با وجود اینکه حدود ۳۰٪ منابع آب کشور را منابع آب زیرزمینی تشکیل می‌دهد، در حال حاضر سهم آب‌های زیرزمینی از کل مصارف آب متجاوز از ۵۰ درصد است (بی‌نام، ۱۳۷۸). بهره برداری بی‌رویه از منابع آب زیرزمینی طی چند دهه اخیر علاوه بر محدودیت‌های کمی، محدودیت‌های کیفی را نیز موجب شده است. در بسیاری از اراضی فاریاب عملکرد محصول به

۱ و ۳- استادیاران گروه مهندسی آب دانشکده کشاورزی دانشگاه زابل
* - نویسنده مسئول: (Email: mas_delbari@yahoo.com)
۳- دانشجوی کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی دانشکده کشاورزی دانشگاه زابل

1984; Desbarats et al., 2002; Mendes and Lorandi, 2008; Ta'any et al., 2009) و ویژگیهای شیمیایی خاک و کیفیت آب زیرزمینی (Zirschky et al., 1985; Rouhani and Hall, 1988; Istok et al., 1993; Liu et al., 2004; Demir et al., 2009) مورد استفاده قرار گرفت. (Hu et al., 2005) نیز برای برآورد شوری و عمق آب زیرزمینی در دشت شمال کشور چین از روشهای زمین‌آماری استفاده کردند. (Gundogdu and Guney, 2007) برای تخمین سطح آب زیرزمینی منطقه‌ای در آناتولیای کشور ترکیه و (Kumar and Ahmed, 2003) نیز برای تخمین عمق سفره آب زیرزمینی در منطقه‌ای در ایالت آندراپرادش کشور هندوستان از روش‌های زمین‌آماری استفاده نمودند. (Olea and Davis, 1999) و (Theodossiou and Latinopoulos, 2006) نیز از روش کریجینگ برای تخمین سطح ایستابی و بهینه کردن شبکه پایش آب زیرزمینی استفاده کردند. (Hoeksema et al., 1989) و (Desbarats, 2002) et al. به ترتیب از ارتفاع سطح زمین و مدل رقومی ارتفاع (به عنوان متغیر کمکی) برای تخمین مناسب‌تر سطح آب زیرزمینی استفاده کردند. (Kumar et al., 2005) در مطالعات خود به نقش زمین‌آمار در مدیریت مطلوب‌تر و حفاظت از منابع آب زیرزمینی در جهت توسعه پایدار تأکید کردند. در ایران، سامانی و یاری (۱۳۸۵)، تقی زاده و همکاران (۱۳۸۷)، ملکی گن‌دیشی و همکاران (۱۳۸۷) و یاری و کوچک زاده (۱۳۸۷) به بررسی تغییرات مکانی شوری آب زیرزمینی و احمدی و صدق‌آمیز (۲۰۰۷ و ۲۰۰۸) به بررسی تغییرات مکانی (و زمانی) عمق آب زیرزمینی پرداختند. به طور کلی نتایج حاصل از مطالعات انجام گرفته نشان‌دهنده توانمندی زیاد روش‌های زمین‌آماری در پیش‌بینی شکل توزیع مکانی عمق یا شوری آب زیرزمینی می‌باشد. بنابراین هدف اصلی این تحقیق استفاده از روش‌های زمین‌آماری برای بررسی تغییرات مکانی و زمانی عمق و شوری آب زیرزمینی و میانبایی این دو ویژگی جهت رسم نقشه‌های پهنه بندی آنها در منطقه دشت مازندران است.

مواد و روش‌ها

معرفی منطقه و داده‌های مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه، شامل دشت و جلگه‌های استان مازندران می‌باشد. استان مازندران که در شمال کشور واقع شده است از شمال به دریای خزر و از جنوب به رشته کوه‌های البرز منتهی می‌شود. استان مازندران با مساحتی معادل ۲۳۷۵۶ کیلومتر مربع بین طول‌های شرقی ۲۱° ۵۰' و ۸° ۵۴' و عرض‌های شمالی ۳۶° ۳۵' و ۳۶° ۵۸' قرار دارد. آب و هوای این استان را می‌توان با توجه به خصوصیات دما، بارش و توپوگرافی منطقه به دو نوع آب و هوای معتدل خزری و آب و هوای کوهستانی تقسیم‌بندی کرد. آب و هوای معتدل خزری، جلگه‌های غربی و مرکزی استان تا کوهپایه‌های شمالی البرز را شامل

منابع آب زیرزمینی چه از نظر کمی و چه کیفی نیازمند شناخت تغییرات مکانی و زمانی عمق و شوری آب زیرزمینی می‌باشد. لازمه این شناخت، جمع‌آوری داده‌ها در مکان‌ها و زمان‌های متعدد و متفاوتی است که این خود نیازمند صرف هزینه و زمان زیادی است. در چنین مواردی استفاده از روش‌های میانبایی زمین‌آماری می‌تواند بسیار سودمند باشد (Journel and Huijbregts, 1978). از دیدگاه زمین‌آمار، هر نمونه تا فاصله معینی با نمونه اطراف خود در ارتباط است و در واقع احتمال میزان همبستگی بین مقادیر مربوط به نمونه‌های نزدیکتر بیشتر است. روش‌های میانبایی مبتنی بر آمار کلاسیک مانند روش وزن‌دهی عکس فاصله^۱ بطور معمول قادر به تشخیص ارتباط مکانی موجود بین مقادیر متغیرهای ناحیه‌ای نبوده و تنها یک شکل کلی از توزیع متغیرها را در سطح مطالعه فراهم می‌کند بدون اینکه تخمینی از مقدار نامعینی سطح برآورد شده ارائه دهند. در مقابل، روش‌های میانبایی زمین‌آماری علاوه بر آنکه از ارتباط مکانی بین داده‌ها در تخمین خصوصیت مورد نظر در نقاط نمونه برداری نشده استفاده می‌کنند، قادر می‌باشند مقدار نامعینی همراه با هر تخمین را نیز به صورت کمی بیان کنند (Goovaerts, 1997). از جمله متداولترین ابزارهای زمین‌آماری که برای تشریح ساختار مکانی یک متغیر ناحیه‌ای مانند عمق آب زیرزمینی بکار می‌رود، نیم‌تغییرنما^۲ است (Isaaks and Srivastava, 1989). نیم‌تغییرنما میزان همبستگی مکانی بین داده‌های اندازه‌گیری شده یک متغیر را در یک جهت داده شده بر حسب فاصله بین نقاط نشان می‌دهد. به گروهی از روش‌های زمین‌آماری که با کمک اطلاعات حاصله از نیم‌تغییرنما به تخمین متغیر مورد نظر در نقاط نمونه برداری نشده می‌پردازد، کریجینگ^۳ گفته می‌شود. بسته به نوع توزیع فراوانی داده‌ها یا هدف مطالعه می‌توان از کریجینگ خطی یا غیر خطی استفاده نمود. کریجینگ معمولی^۴ متداولترین نوع کریجینگ خطی است که بیشتر برای متغیرهایی که توزیع داده‌ها و یا لگاریتم آن‌ها نرمال است مورد استفاده قرار می‌گیرد

(Journel and Huijbregts, 1978). در صورت وجود متغیر یا متغیرهای کمکی که همبستگی خوبی با متغیر مورد مطالعه دارند، روش زمین‌آماری کوکریجینگ^۵ می‌تواند از این اطلاعات برای تخمین مناسب‌تر متغیر اصلی بهره‌جوید (Isaaks and Srivastava, 1989). روش‌های زمین‌آماری برای پهنه بندی و مدل کردن بسیاری از متغیرهای ناحیه‌ای از جمله عمق آب زیرزمینی (Delhomme, 1978; Sophocleous et al., 1982; Virdee and Kottogoda,

- 1- Inverse distance weighting
- 2- Semivariogram
- 3- Kriging
- 4- Ordinary kriging
- 5- Cokriging

ها در برخی سال‌ها، مقادیر عمق آب زیرزمینی برای سال‌های ۱۳۶۶، ۱۳۷۶، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ و مقادیر شوری آب زیرزمینی (EC_w) در سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ مورد مطالعه قرار گرفته است. هرچند که برداشت نمونه در دو فصل بهار و پاییز بوده لیکن در این تحقیق فقط اطلاعات فصل بهار مورد بررسی قرار گرفته است. دلیل این انتخاب این است که در درجه نخست آمار مربوط به اندازه‌گیری نمونه‌های آب زیرزمینی در این فصل کامل‌تر بوده و در درجه بعد اغلب محصولات کشاورزی استان در این فصل، بیشترین نیاز به آبیاری را دارند. از طرفی، برداشت از آب‌های زیرزمینی نیز در این فصل به حداکثر مقدار خود می‌رسد.

تحلیل زمین‌آماري

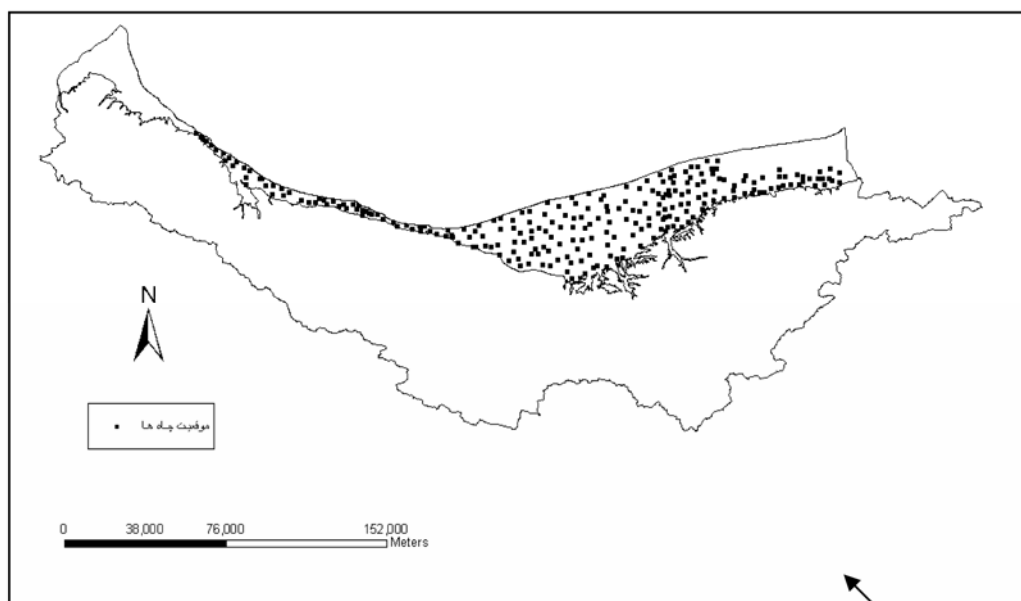
نیم‌تغییرنما

اولین اقدام در تحلیل‌های زمین‌آماري محاسبه نیم‌تغییرنمای متغیر مورد مطالعه می‌باشد.

می‌شود. در این نواحی به دلیل کمی فاصله کوهستان و دریا رطوبت تجمع می‌یابد که پیامد آن بارش‌های قابل ملاحظه و دمای معتدل منطقه می‌باشد. بافت خاک مناطق جلگه‌ای استان بطور نسبی سنگین تا خیلی سنگین و کشت غالب آن زراعت برنج می‌باشد. میانگین بارندگی سالانه در نوار ساحلی استان برابر با ۹۷۷ میلیمتر است. توزیع مکانی آن از غرب به شرق با کاهش همراه بوده و توزیع زمانی آن وضعیتی کم و بیش منظم دارد (حداکثر بارندگی در پاییز و حداقل آن در بهار اتفاق می‌افتد).

نمونه‌های آب زیرزمینی در این تحقیق از تعداد ۱۸۸ تا ۲۵۹ حلقه چاه عمیق و نیمه عمیق که در دشت‌ها و جلگه‌های استان مازندران پراکنده شده‌اند، توسط آب منطقه‌ای استان مازندران تهیه و تجزیه شیمیایی روی آنها انجام گرفته است. شکل ۱ موقعیت چاه‌های مشاهده‌ای را در دشت‌ها و جلگه‌های استان مازندران نشان می‌دهد. باطبع مساحت پوشش داده شده توسط این چاه‌ها کمتر از مساحت کل استان و در حدود ۵۰۷۹ کیلومتر مربع می‌باشد.

در این پژوهش با توجه به در دسترس نبودن یا ناقص بودن داده-



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه و چاه‌های مشاهده‌ای

دامنه تأثیر a می‌باشد (Isaaks and Srivastava, 1989).

روش‌های میان‌یابی

در این تحقیق از روش‌های متفاوتی برای برآورد مقادیر عمق و شوری آب زیرزمینی در نقاط بدون آمار استفاده شده است که تفاوت عمده آن‌ها در محاسبه فاکتور وزنی است که به نقاط مشاهده شده اطراف نقطه مورد برآورد نسبت داده می‌شود. این روشها به تفصیل در منابع مختلف از جمله (Isaaks and Srivastava (1989) و (1997) Goovaerts ارائه شده‌اند. در اینجا فقط خلاصه‌ای از هر یک بیان می‌گردد.

کریجینگ معمولی

تخمین‌گر کریجینگ معمولی که بهترین تخمین‌گر خطی ناریب (BLUE) نیز نامیده می‌شود، بصورت زیر تعریف می‌گردد (Journal and Huijbregts, 1978):

$$Z^*(u_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(u_i) \quad (5)$$

که در آن: $Z^*(u_0)$ ، مقدار تخمین زده شده متغیر در نقطه u_0 ، $Z(u_i)$ ، مقدار مشاهده شده متغیر در نقطه u_i و λ_i ، وزن آماری است که به متغیر در نقطه u_i نسبت داده می‌شود و در واقع بیانگر اهمیت و تأثیر نقطه نام در مقدار تخمین می‌باشد. وزن‌های λ_i بگونه‌ای تعیین می‌شوند که جمع جبری آنها برابر با واحد و حداقل واریانس کریجینگ حاصل گردد. کریجینگ معمولی علاوه بر تخمین، واریانس تخمین را نیز ارائه می‌دهد:

$$\sigma_{ok}^2(u_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(u_0, u_i) + \mu \quad (6)$$

که در آن: $\gamma(u_0, u_i)$ ، مقدار نیم‌تغییرنا بین موقعیت مورد تخمین u_0 و u_i و μ ، ضریب لاگرانژین برای به حداقل رساندن واریانس کریجینگ می‌باشد. واریانس تخمین معیاری از نامعینی تخمین در هر نقطه است.

لاگ کریجینگ^۷

لاگ کریجینگ در واقع همان کریجینگ معمولی است که به روی داده‌های تبدیل یافته (لگاریتم داده‌ها) صورت می‌گیرد. طبیعی است که در نهایت مقادیر تخمین زده شده به همراه واریانس تخمین آنها باید با یک تبدیل معکوس به داده‌های قابل قیاس با داده‌های واقعی تبدیل گردد (Patriarche et al., 2005).

در عمل، مقدار نیم‌تغییرنمای تجربی^۱ از رابطه زیر محاسبه می‌گردد (Isaaks and Srivastava, 1989):

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

در این رابطه: $\gamma^*(h)$ ، نیم‌تغییرنمای تجربی و $N(h)$ ، تعداد جفت نمونه‌هایی است که به فاصله h از یکدیگر قرار دارند. $Z(u_i)$ و $Z(u_i + h)$ بترتیب مقادیر مشاهده شده متغیر Z در نقاط u_i و $u_i + h$ می‌باشند.

در صورت وجود دو متغیر v و w که دارای همبستگی (مثبت یا منفی) با یکدیگر هستند، نیم‌تغییرنمای عرضی تجربی^۲ بین آنها، $\gamma^{*v,w}(h)$ ، از رابطه زیر محاسبه می‌گردد (Delbari, 2007):

$$\gamma^{*v,w}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [(Z_v(u_i) - Z_v(u_i + h)) \times (Z_w(u_i) - Z_w(u_i + h))] \quad (2)$$

پس از محاسبه نیم‌تغییرنمای (عرضی) تجربی، بهترین مدل نظری بایستی بر آن برآزش شود. از جمله متداولترین مدل‌ها که در این مطالعه نیز استفاده شده‌اند، مدل‌های کروی و نمایی است که بترتیب مطابق رابطه‌های (۳) و (۴) تعریف می‌گردد (Isaaks and Srivastava, 1989):

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & h \leq a \\ C_0 + C & h > a \end{cases} \quad (3)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - \exp\left(-\frac{h}{a}\right) \right] \quad (4)$$

که در آن‌ها: a محدوده تأثیر^۳ یا فاصله‌ای است که در آن $\gamma(h)$ به حداکثر مقدار خود می‌رسد. C_0 ، اثر قطعه‌ای^۴ یا عرض از مبدأ تابع نیم‌تغییرنا است. وجود اثر قطعه‌ای ممکن است به دلیل خطاهای نمونه‌برداری و اندازه‌گیری و یا تغییرات کوچک مقیاس باشد (Isaaks and Srivastava, 1989). $C_0 + C$ ، آستانه^۵ نیم‌تغییرنا یا مقداری است که در آن $\gamma(h)$ ثابت می‌شود. آستانه نیم‌تغییرنا معادل واریانس کلی متغیر و در واقع مجموع اثر قطعه‌ای (بخش بدون ساختار)، و جزئی بنام C است که همان بخش ساختاردار واریانس می‌باشد.

در مدل نمایی دامنه تأثیر عملی نقطه‌ای است که در آن ۹۵٪ آستانه نیم‌تغییرنا حاصل شده باشد که این نقطه در حدود سه برابر

- 1- Experimental semivariogram
- 2- Experimental cross-semivariogram
- 3- Range of influence
- 4- Nugget effect
- 5- Sill

- 6- Best linear unbiased estimator
- 7- Log kriging

کوکر بیجینگ

(RMSE^۲) و میانگین انحراف خطا (MBE^۳) می‌باشند:

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

$$MBE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z^*(u_i) - Z(u_i)) \quad (۱۰)$$

که در آن: $Z^*(u_i)$ و $Z(u_i)$ به ترتیب مقادیر تخمین زده شده و واقعی متغیر Z در نقطه u_i و N تعداد کل مشاهدات می‌باشد. بهترین راه کار، روشی است که دارای کمترین مقدار RMSE باشد. MBE در یک تخمین گر بطور نسبی دقیق بایستی نزدیک به صفر باشد (Isaaks and Srivastava, 1989).

نتایج و بحث

تحلیل آماری

خلاصه آماری داده‌های عمق و شوری آب زیرزمینی در جدول ۱ ارائه شده است. همانطوری که در این جدول مشاهده می‌شود شوری آب زیرزمینی در سال ۱۳۸۶ دارای دامنه تغییرات زیادتری نسبت به سال ۱۳۸۱ است، هرچند که متوسط شوری در سال ۱۳۸۶ کمتر از سال ۱۳۸۱ می‌باشد. شوری آب زیرزمینی در هر دو سال آماری دارای واریانس و ضریب تغییرات زیادی است. متوسط عمق آب زیرزمینی از سال ۱۳۶۶ تا ۱۳۷۶ حدود ۱/۶ متر افزایش داشته است. با وجود این از سال ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ تنها ۰/۶ متر افزایش نشان داده است. از طرف دیگر مقدار واریانس و ضریب تغییرات عمق آب زیرزمینی در هر ۴ سال آماری بسیار زیاد می‌باشد که نشان از وسعت دامنه تغییرات عمق آب زیرزمینی در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. جدول ۱ همچنین نشان می‌دهد که شوری و عمق آب زیرزمینی هر دو دارای چولگی مثبت نسبتاً زیادی هستند. نمودار توزیع فراوانی شوری و عمق آب زیرزمینی در سال ۱۳۸۶ در شکل ۲ ارائه شده است که بار دیگر چولگی نسبتاً زیاد این دو ویژگی را نشان می‌دهد. برای قرینه کردن توزیع فراوانی داده‌های عمق و شوری آب زیرزمینی از تبدیل لگاریتمی استفاده گردید. خلاصه آماری داده‌های لگاریتمی شده در جدول ۱ ارائه شده است. همانطوری که مشاهده می‌گردد، ضرایب چولگی داده‌های جدید بسیار کوچکتر از داده‌های خام می‌باشد.

تحلیل زمین آماری

برای بررسی تغییرات مکانی عمق و شوری آب زیرزمینی نیم-تغییرنمای تجربی مربوط به هر متغیر در چهار جهت صفر، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه با انحراف زاویه‌ای ۲۲/۵ درجه محاسبه گردید.

روش کوکر بیجینگ یک حالت چند متغیره از کر بیجینگ است که بر اساس همبستگی موجود بین متغیر اصلی و سایر متغیرهای اندازه-گیری شده که در اصطلاح متغیر کمکی یا ثانویه نامیده می‌شوند، به تخمین متغیر مورد نظر می‌پردازد. این ویژگی می‌تواند باعث دقت بیشتر تخمین و صرفه جویی در هزینه‌ها (مثلاً از طریق کاهش نمونه برداری یا اندازه‌گیری متغیر اصلی) شود. تخمین گر کوکر بیجینگ هرگاه یک متغیر کمکی علاوه بر متغیر اصلی موجود باشد مطابق زیر تعریف می‌گردد (Isaaks and Srivastava, 1989):

$$Z^*_v(u_0) = \sum_{i=1}^n [\alpha_i \cdot Z_v(u_i) + \beta_i \cdot Z_w(u_i)] \quad (۷)$$

که در آن: $Z^*_v(u_0)$ مقدار تخمین زده شده متغیر اصلی Z_v در موقعیت u_0 ، α_i وزن نسبت داده شده به مقدار مشاهده‌ای متغیر اصلی Z_v در موقعیت u_i ، β_i وزن نسبت داده شده به مقدار مشاهده شده متغیر کمکی Z_w در موقعیت u_i و n تعداد مشاهدات در اطراف نقطه مورد تخمین می‌باشد.

وزن دهی عکس فاصله

در روش وزن دهی عکس فاصله (IDW) رابطه اصلی تخمین همان رابطه ۵ یعنی تخمین گر کر بیجینگ است، با این تفاوت که در این روش وزن‌ها تنها با توجه به فاصله هر نقطه معلوم نسبت به نقطه مجهول و بدون توجه به نحوه پراکندگی نقاط حول نقطه مورد تخمین، تعیین می‌شوند. به نقاط نزدیک‌تر وزن بیشتر و به نقاط دورتر وزن کمتری اختصاص داده می‌شود. مقدار وزن (λ_i) در روش IDW از رابطه زیر محاسبه می‌شود (دلبری و همکاران، ۱۳۸۳):

$$\lambda_i = \frac{D_i^{-\pi}}{\sum_{i=1}^n D_i^{-\pi}} \quad (۸)$$

در آن: D_i فاصله i امین نقطه مشاهده شده تا نقطه مورد تخمین، π ، توان وزن دهی فاصله و n تعداد نقاط مجاور است.

در این تحقیق تحلیل نیم-تغییرنما و میانبایی عمق و شوری آب زیرزمینی با استفاده از نرم افزار GS+ (Robertson, 2000) انجام گرفته است.

روش و معیارهای ارزیابی

برای انتخاب بهترین روش میانبایی عمق و شوری آب زیرزمینی، از روش اعتبارسنجی متقابل (Isaaks and Srivastava, 1989)، استفاده شد. معیارهای ارزیابی شامل جذر میانگین مربعات خطا

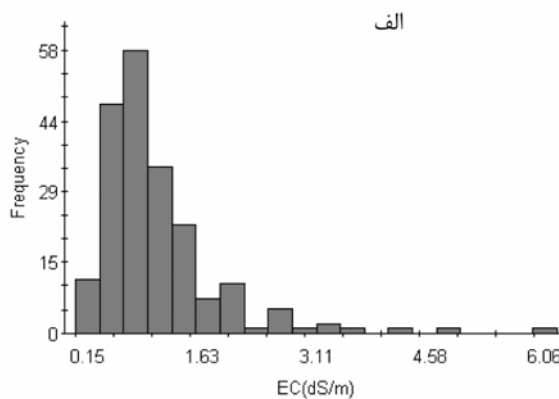
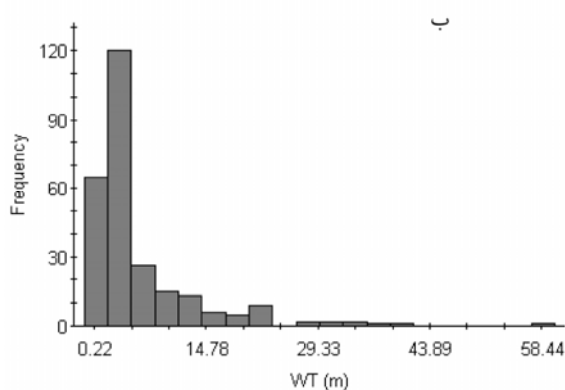
2- Root Mean Square Error

3- Mean Bias Error

1- Cross validation

جدول ۱- خلاصه آماری داده‌های شوری و عمق آب زیرزمینی

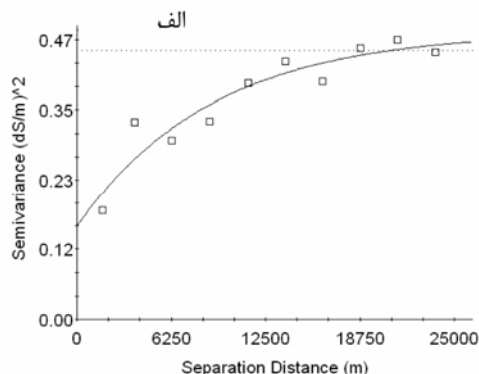
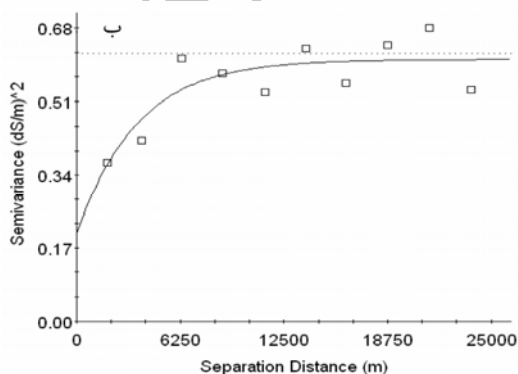
سال	متغیر	متوسط	حداقل	حداکثر	واریانس	انحراف معیار	ضریب تغییرات	چولگی	کشیدگی
۸۱	شوری (دسی‌زیمنس بر متر)	۱/۰۹۴	۰/۲۸	۳/۸۷	۰/۴۵	۰/۶۷	۰/۶۱	۲/۱۲	۴/۹۶
	لگاریتم شوری	-۰/۰۴۹	-۱/۲۷	۱/۳۵	۰/۲۶	۰/۵۱	۰/۰۸	۰/۵۲	۰/۴۴
۸۶	شوری (دسی‌زیمنس بر متر)	۱/۰۵	۰/۱۵	۶/۰۶	۰/۶۲	۰/۷۹	۰/۷۵	۲/۷۴	۱۰/۸۷
	لگاریتم شوری	-۰/۱۶	-۱/۹	۱/۸	۰/۳۹	۰/۶۳	۰/۰۹۳	۰/۱۷	۰/۳۴
۶۶	عمق آب (متر)	۳/۷۱	۰/۴۲	۲۸/۸۵	۱۶/۲۹	۴/۰۳	۱/۰۸	۳/۰۵	۱۱/۸۴
	لگاریتم عمق آب	۰/۹۴۷	-۰/۸۷	۳/۳۶	۰/۶۶	۰/۸۱۴	۰/۱۸۶	۰/۴۵	۰/۰۹
۷۶	عمق آب (متر)	۵/۳۳	۰/۴۲	۵۲/۴۲	۵۰/۱۳	۷/۰۸	۱/۳۲	۳/۱۸	۱۲/۱۸
	لگاریتم عمق آب	۱/۱۸۳	-۰/۸۶	۳/۹۶	۰/۸۲۵۴	۰/۹۰۸	۰/۷۷	۰/۷۲	۰/۲۷
۸۱	عمق آب (متر)	۶/۱	۰/۱۶	۵۶/۸۸	۶۱/۸۳	۷/۸۶	۱/۲۸	۲/۷۶	۹/۴۸
	لگاریتم عمق آب	۱/۲۶	-۱/۸۳	۴/۰۴	۱/۰۲	۱/۰۱	۰/۸۰	۰/۳۵	۰/۰۸
۸۶	عمق آب (متر)	۵/۹۴	۰/۲۲	۵۸/۴۴	۵۷/۰۱	۷/۵۵	۱/۲۷	۲/۹۱	۱۱/۲۶
	لگاریتم عمق آب	۱/۲۳	-۱/۵۱	۴/۰۷	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۸۰	۰/۴۵	۰/۰۳



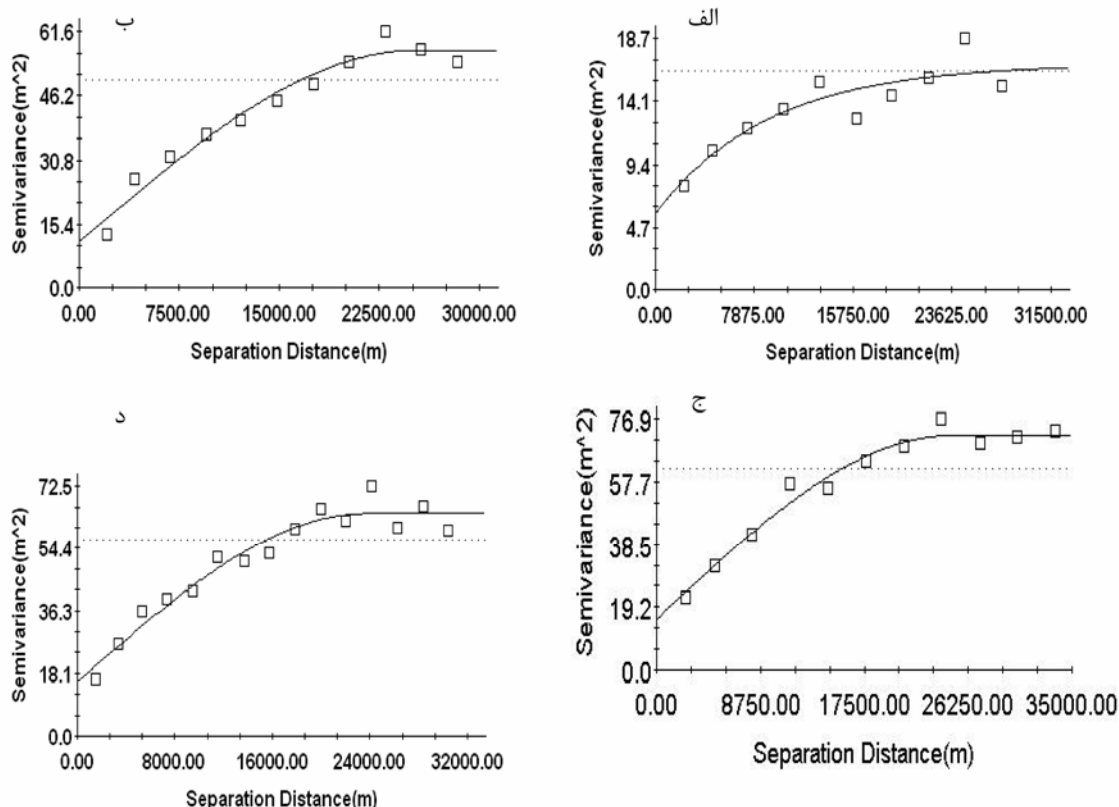
شکل ۲- منحنی توزیع فراوانی شوری آب زیرزمینی (الف) و عمق آب زیرزمینی (ب) در سال ۱۳۸۶

شکل‌های ۳ و ۴ ارائه شده است، برای مراحل بعدی تحقیق در نظر گرفته شد. سپس بهترین مدل نیم‌تغییرنا به داده‌های نیم‌تغییرنمای تجربی متغیرها برازش داده شد.

نتایج حاصله ناهمسان‌گردی قابل ملاحظه‌ای را نشان نداد. بنابراین از رفتار نیم‌تغییرنا در جهات مختلف صرف نظر گردیده و نیم‌تغییرنمای همسان‌گرد شوری و عمق آب زیرزمینی که در



شکل ۳- نیم‌تغییرنمای تجربی (مربع توخالی) و مدل برازش شده (خط ممتد) شوری آب زیرزمینی برای سال‌های الف (۱۳۸۱)، ب (۱۳۸۶)



شکل ۴- نیم تغییرنمای تجربی (مربع توخالی) و مدل برازش شده (خط ممتد) عمق آب زیرزمینی برای سال‌های الف) ۱۳۶۶، ب) ۱۳۷۶، ج) ۱۳۸۱، د) ۱۳۸۶

تغییرنما به روی لگاریتم داده‌های شوری و عمق آب زیرزمینی نیز صورت گرفت. نتایج حاصله حاکی از عدم بهبود همبستگی مکانی برای شوری و عمق آب زیرزمینی بود. بنابراین استفاده از روش لاگ کریجینگ قابل توجیه نمی‌باشد (Goovaerts, 1997). برای روش کوکریجینگ از متغیر کمکی کاتیون‌ها (Na+Mg+Ca) که بیشترین همبستگی را با داده‌های شوری (ضریب همبستگی برابر با ۰/۹۷ و ۰/۹۹ به ترتیب برای سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶) نشان می‌داد، استفاده گردید. مشخصات مدل‌های برازش شده به داده‌های نیم‌تغییرنمای تجربی کاتیون‌ها و نیم‌تغییرنمای متقابل بین شوری و کاتیون‌ها در جدول ۲ آمده است. به عنوان نمونه نمودار نیم‌تغییرنمای (عرضی) تجربی و بهترین مدل برازش شده برای سال ۱۳۸۶ در شکل ۵ نشان داده شده است.

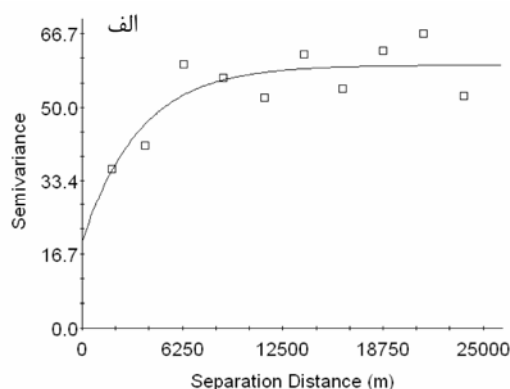
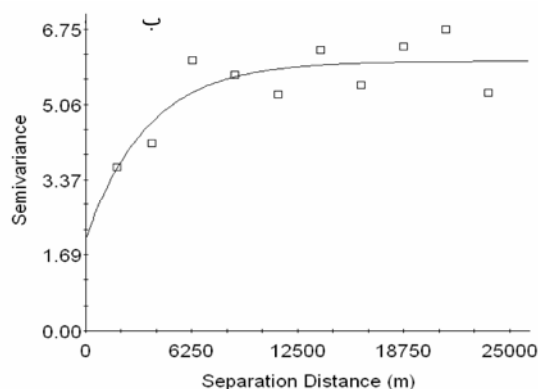
برای عمق سطح آب زیرزمینی بهترین مدل نیم‌تغییرنما برای سال ۱۳۶۶، مدل نمایی و برای سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ مدل کروی بوده است (شکل ۴). در این مورد (Hu et al. (2005) و Mendes and Lorandi (2008) برای عمق سطح آب زیرزمینی مدل نمایی را بهترین مدل معرفی کرده‌اند در حالی که (Kumar and Ahmed (2009) مدل کروی و Ta'any et al. (2003) گوسی را بهترین مدل برای نمایش ساختار فضایی عمق سطح آب زیرزمینی انتخاب کرده‌اند.

مناسبتین مدل با توجه به رفتار نیم‌تغییرنما در نزدیکی مبدأ مختصات، مجموع مربعات باقیمانده (RSS)، ضریب همبستگی (r^2) و تناسب ساختار مکانی $C/(C+C_0)$ تعیین گردید (جدول ۲). تناسب ساختار مکانی در واقع بیان کننده نسبت بخش ساختاردار واریانس به کل واریانس داده‌ها می‌باشد که هر اندازه به یک نزدیکتر باشد مطلوب‌تر است. در مجموع بهترین مدل، مدلی است که علاوه بر داشتن حداکثر تطابق ظاهری با داده‌های نیم‌تغییرنمای تجربی، حداقل RSS ، حداکثر r^2 و حداکثر نسبت $C/(C+C_0)$ را داشته باشد. بر این اساس، بهترین مدل نیم‌تغییرنما برای شوری آب زیرزمینی در سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ مدل نمایی (شکل ۳) به دست آمد که مشخصات آن در جدول ۲ آمده است. این در شرایطی است که مدل برازش شده به داده‌های شوری آب زیرزمینی در مطالعه (Hu (2005) et al.، تقی زاده و همکاران (۱۳۸۷) و ملکی گنادیشی و همکاران (۱۳۸۷) مدل کروی و در تحقیق سامانی و یاری (۱۳۸۵) و یاری و کوچک زاده (۱۳۸۷) مدل گوسی بوده است. با توجه به جدول ۲، اثر قطعه‌ای و آستانه نیم‌تغییرنما در سال ۱۳۸۶ نسبت به سال ۱۳۸۱ افزایش داشته است در حالیکه شعاع تأثیر نیم‌تغییرنما در سال ۱۳۸۶ کمتر از نصف شعاع تأثیر آن در سال ۱۳۸۱ بوده است. تحلیل نیم-

1- Proportion of Spatial Structure

جدول ۲- پارامترهای مربوط به نیم تغییرنمای (عرضی) شوری آب زیرزمینی

RSS	r^2	شعاع تأثیر (کیلومتر)	C		اثر قطعه‌ای (C_0)	مدل	سال	نوع داده
			$C + C_0$	آستانه ($C + C_0$)				
۰/۰۰۷۷	۰/۸۹	۲۶/۹	۰/۶۸	۰/۴۸۴	۰/۱۵۷	نمایی	۸۱	شوری (دسی‌زیمنس بر متر)
۰/۰۲۶۴	۰/۶۹	۱۰/۹	۰/۶۶	۰/۶۱	۰/۲۰۵	نمایی	۸۶	
۴۵/۲	۰/۹۰	۲۰/۵	۰/۶۸	۳۹/۸۶	۱۲/۶۹	نمایی	۸۱	کاتیونها (Na+Mg+Ca)
۲۵۴	۰/۷۰	۱۰/۷	۰/۶۸	۵۹/۶۳	۱۹/۴	نمایی	۸۶	
۰/۴۵۸	۰/۹۱	۲۲/۳	۰/۶۷	۴/۱۸۸	۱/۳۷	نمایی	۸۱	شوری - کاتیونها
۲/۵۹	۰/۶۹	۱۰/۹	۰/۶۹	۶/۰۳	۲/۰۴	نمایی	۸۶	



شکل ۵- نیم تغییرنمای تجربی (مربع توخالی) و مدل برازش شده (خط ممتد) کاتیون‌ها (الف) و نیم تغییرنمای متقابل (مربع توخالی) و مدل برازش شده (خط ممتد) شوری آب زیرزمینی - کاتیون‌ها (ب) برای سال ۱۳۸۶

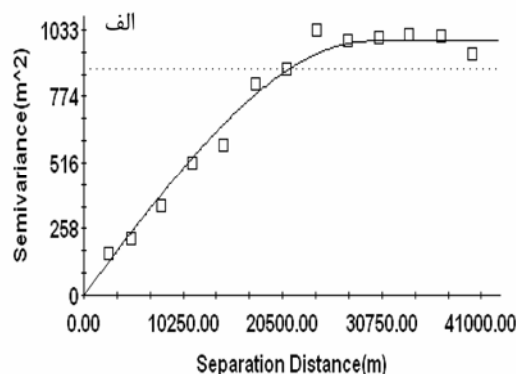
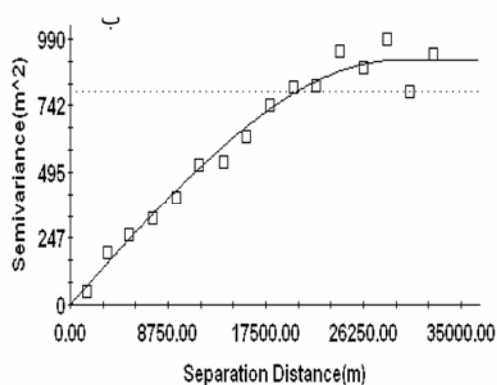
مکانی قوی این متغیر در سطح منطقه می‌باشد. از طرفی استفاده از متغیر کمکی ارتفاع باعث افزایش میزان همبستگی مکانی عمق آب زیرزمینی شده است که از مقایسه مشخصات نیم تغییرنمای متقابل عمق آب زیرزمینی-ارتفاع با نیم تغییرنمای عمق آب زیرزمینی (جدول ۳) قابل تشخیص است. در شکل‌های ۶ و ۷ نمودار نیم تغییرنمای (متقابل) تجربی ارتفاع تراز، و عمق آب زیرزمینی - ارتفاع تراز سطح چاه‌ها همراه با بهترین مدل برازش شده برای سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ نشان داده شده است.

به طور کلی با توجه به مقادیر $C/(C+C_0)$ ارائه شده در جداول ۲ و ۳ ملاحظه می‌شود که شدت همبستگی مکانی برای شوری و عمق آب زیرزمینی در منطقه مورد مطالعه بطور نسبی قوی می‌باشد که این ساختار مکانی بین سال‌های ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۶ و بخصوص ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ برای عمق آب زیرزمینی و ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ برای شوری بطور تقریبی ثابت بوده است.

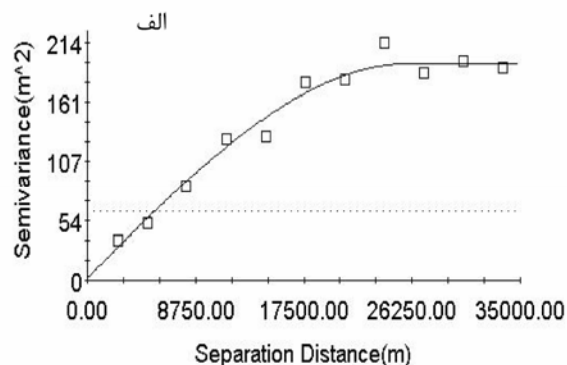
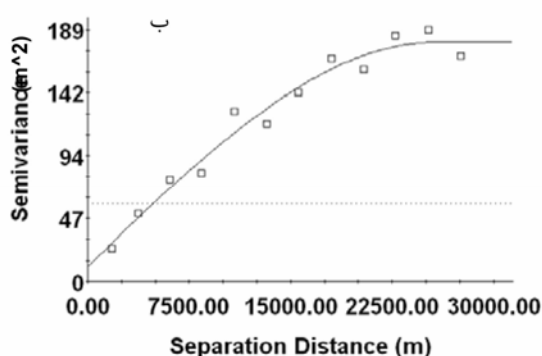
در جدول ۳ مشخصات مدل‌های برازش شده به نیم تغییرنماهای عمق آب زیرزمینی در سال‌های ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۶ ارائه شده است. همانطوری که مشاهده می‌گردد هر چند که شعاع تأثیر مدل برازش شده در چهار سال تفاوت قابل ملاحظه‌ای نکرده است، مقدار اثر قطعه‌ای و آستانه نیم تغییرنما در سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ تفاوت محسوسی نسبت به سال ۱۳۶۶ نشان می‌دهد. وجود اثر قطعه‌ای (بخش بدون ساختار واریانس) دلالت بر تغییرپذیری عمق سطح ایستابی در فواصل کمتر از فواصل بین چاه‌های مشاهده‌ای دارد و یا ممکن است به دلیل خطاهای اندازه‌گیری باشد (Goovaerts, 1997; Ta'any et al., 2009). برای روش کوکریجینگ از متغیر کمکی ارتفاع تراز سطح چاه‌ها استفاده گردید. ضریب همبستگی بین عمق آب زیرزمینی و ارتفاع تراز در چهار سال مورد بررسی، بین ۰/۵۵ تا ۰/۷۲ بدست آمد. در جدول ۳ مشخصات مدل‌های برازش شده به داده‌های نیم تغییرنمای تجربی ارتفاع تراز سطح چاه‌ها و نیم تغییرنمای متقابل بین عمق آب زیرزمینی و ارتفاع تراز سطح چاه‌ها ارائه شده است. اثر قطعه‌ای کم، شعاع تأثیر بزرگ و مقدار بالای $C/(C+C_0)$ نیم تغییرنمای ارتفاع سطح چاه‌ها نشانگر همبستگی

جدول ۳- پارامترهای مربوط به نیم تغییرنمای (عرضی) عمق آب زیرزمینی و ارتفاع سطح چاهها

RSS	ضریب همبستگی (r^2)	شعاع تأثیر (کیلومتر)	C		آستانه ($C+C_0$)	اثر قطعه‌ای (C_0)	مدل ساختار مکانی	سال	نوع داده
			C	$C + C_0$					
۱۵/۹	۰/۸۱	۲۷/۳	۰/۶۶	۱۶/۸۷	۵/۷۷	نمایی	۶۶	عمق آب (متر)	
۸۲/۱	۰/۹۶	۲۵/۲	۰/۸	۵۷/۱۴	۱۱/۲	کروی	۷۶		
۸۸/۳	۰/۹۷	۲۴/۷	۰/۷۷	۷۱/۹۹	۱۵/۴	کروی	۸۱		
۱۹۶	۰/۹۵	۲۳/۷	۰/۷۶	۶۴/۶	۱۵/۷	کروی	۸۶		
۹۵۲۸	۰/۹۷	۳۳/۷	۰/۸۵	۶۲۶	۹۳	کروی	۶۶	ارتفاع (متر)	
۳۰۹۳۱	۰/۹۸	۳۰/۵۱	۰/۹۹	۹۸۷	۱	کروی	۷۶		
۱۸۴۳۹	۰/۹۸	۳۱/۸۳	۰/۹۹	۱۰۳۸	۱	کروی	۸۱		
۱۲۴۳۵	۰/۹۸	۳۱/۵	۰/۹۷	۹۳۴/۱	۲۷	کروی	۸۶		
۱۵۸	۰/۹۰	۴۱/۲۲	۰/۷۸	۶۶/۶۵	۱۴/۹	نمایی	۶۶	عمق آب - ارتفاع	
۱۸۵۵	۰/۹۵	۲۵/۱۸	۰/۹۶	۱۶۴	۷/۲	کروی	۷۶		
۱۴۲۷	۰/۹۶	۲۶/۴۱	۰/۹۸	۱۹۷/۵	۴/۲	کروی	۸۱		
۱۰۱۸	۰/۹۷	۲۵/۷	۰/۹۴	۱۷۹/۶	۱۱/۴	کروی	۸۶		



شکل ۶- نیم تغییرنمای تجربی (مربع توخالی) و مدل برازش شده (خط ممتد) ارتفاع سطح چاهها برای سالهای الف) ۱۳۸۱ و ب) ۱۳۸۶



شکل ۷- نیم تغییرنمای متقابل (مربع توخالی) و مدل برازش شده (خط ممتد) عمق آب زیرزمینی و ارتفاع سطح چاهها برای سالهای الف) ۱۳۸۱ و ب) ۱۳۸۶

توان‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ استفاده گردید. مقادیر RMSE و MBE مربوط به هر روش با استفاده از فناوری اعتبارسنجی متقابل محاسبه و در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج نشان داد که روش IDW1 برای دو

پهنه بندی شوری و عمق آب زیرزمینی

برای میانمایی شوری آب زیرزمینی (EC_w) از روش‌های کریجینگ معمولی و کوکریجینگ و روش عکس فاصله (IDW) با

سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ (شکل ۸) مشخص است، مقدار شوری آب زیرزمینی بطور تقریبی از غرب به شرق استان افزوده می‌شود. از طرفی با ملاحظه نقشه‌های سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ مشخص می‌گردد که مکانی که بیشترین شوری را دارد، در هر دو سال در یک محدوده واقع شده است. علت آن ممکن است در درجه اول به دلیل بیشتر بودن مساحت زمین‌های زیرکشت در قسمت شرق استان نسبت به غرب باشد که منتج به ورود زه آب‌های بیشتری به سفره آب زیرزمینی می‌گردد و در درجه بعد مربوط به جنس سازند سفره آب زیرزمینی در نواحی شرق استان باشد. مدیریت آب و خاک در این نواحی از اهمیت بیشتری برخوردار است.

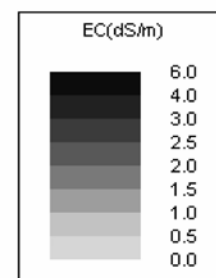
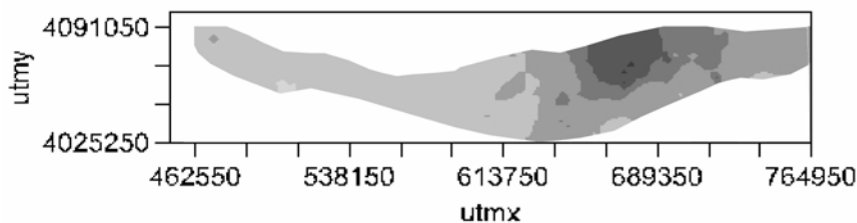
سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ کمترین مقدار RMSE و در نتیجه بهترین برآورد شوری را داشته است. پس از IDW1 روش کریجینگ معمولی کمترین میزان خطا را در تخمین شوری آب زیرزمینی داراست. در تحقیق (Hu et al. 2005)، تقی زاده و همکاران (۱۳۸۷)، سامانی و یاری (۱۳۸۵) و ملکی گنادیشی و همکاران (۱۳۸۷) برای برآورد شوری آب زیرزمینی، روش کریجینگ بهترین برآورد را داشته است. در حالی که در تحقیق یاری و کوچک زاده (۱۳۸۷) روش IDW با توان ۲ بهترین برآورد را ارائه داده است. شکل ۸ نقشه پهنه بندی شوری آب زیرزمینی تهیه شده با استفاده از روش IDW1 را نشان می‌دهد.

همانطوری که در نقشه پهنه بندی شوری آب زیرزمینی برای دو

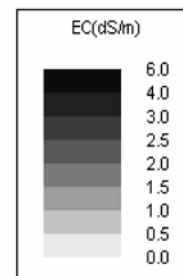
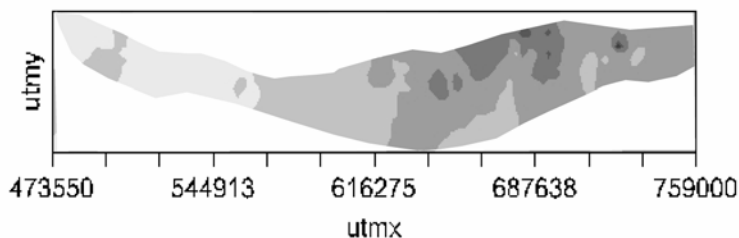
جدول ۴- نتایج حاصل از ارزیابی متقابل برای تخمین شوری آب زیرزمینی

سال	معیار ارزیابی (دسی‌زیمنس بر متر)	کریجینگ	کوکریجینگ	IDW1	IDW2	IDW3	IDW4
۸۱	RMSE	۰/۶۰۳	۰/۶۲۴	۰/۵۹۶	۰/۶	۰/۶۱۲	۰/۶۲۵
	MBE	۰/۰۰۱	۰/۰۱۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳
۸۶	RMSE	۰/۶۵۹	۰/۶۹۵	۰/۶۵۷	۰/۶۷۳	۰/۶۹	۰/۷۰۳
	MBE	۰/۰۰۸	۰/۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶	۰/۰۱	۰/۰۱۶

الف



ب



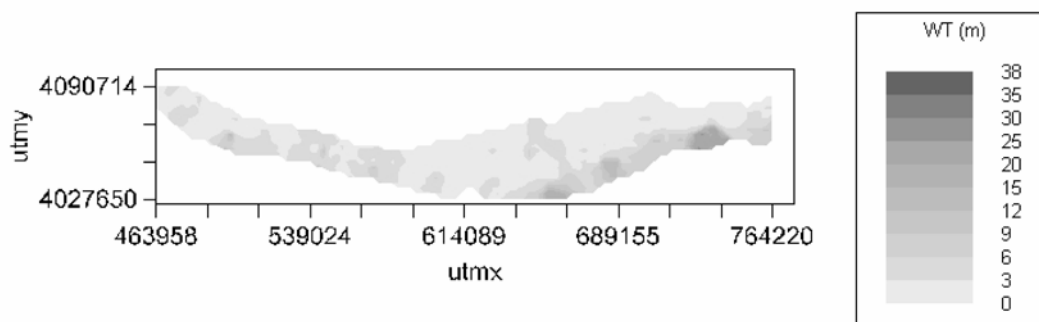
شکل ۸- نقشه پهنه بندی شوری آب زیرزمینی با روش IDW1 برای سال‌های الف) ۱۳۸۱ و ب) ۱۳۸۶

انجام گرفته ممکن است توسط آب زیرزمینی، بسته به مقدار شوری آن، جبران گردد، از این نظر در برنامه‌ریزی‌های آبیاری این نکته بایستی در نظر گرفته شود. سطح و شوری زیاد آب زیرزمینی نیاز به استفاده از میزان آب و دور آبیاری محدود بسته به تنش گیاه دارد. استفاده از بقایای گیاهی با رنگ روشن در سطح خاک ممکن است باعث افزایش قدرت انعکاس نور از سطح خاک گردد که این خود موجب کاهش میزان تبخیر از سطح خاک و افزایش مقدار آب نفوذ یافته و در نتیجه شسته شدن نمک‌های جمع شده در سطح خاک به لایه‌های عمیق‌تر گردد (Demir et al., 2009). در نواحی شمالی که سطح آب زیرزمینی پایین‌تر است، استفاده از آب آبیاری می‌تواند بخش زیادی از تبخیر و تعرق گیاه را تأمین کند. از آنجا که شوری آب نیز بالاست، کاربرد آب آبیاری بیشتر باعث شسته شدن نمک‌ها از نمرخ خاک برای کاهش سطح شوری به حد قابل تحمل گیاه خواهد شد. کاربرد مناسب مالچ نیز در سطح خاک می‌تواند باعث کاهش تبخیر و تعرق و افزایش نفوذپذیری خاک گردد (Brady, 1990).

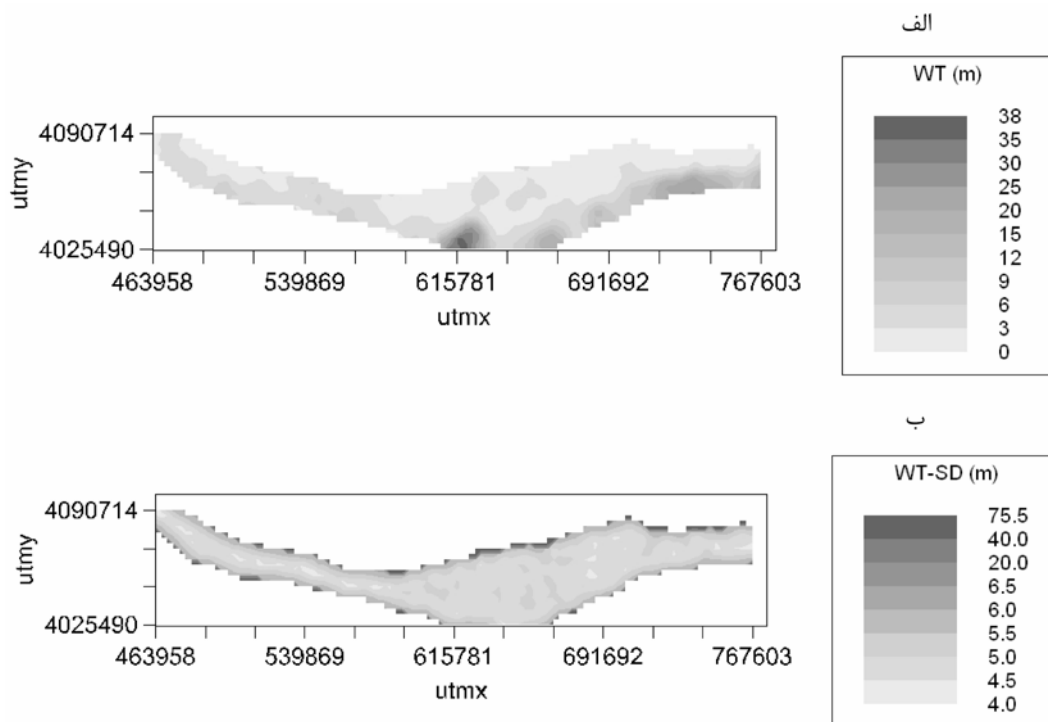
میانمایی عمق آب زیرزمینی نیز شبیه شوری آب صورت گرفت. نتایج حاصل از ارزیابی متقابل (جدول ۵) حاکی از آن است که برای سال ۱۳۶۶، روش IDW با توان ۳ و برای سال ۱۳۷۶، روش کریجینگ و کوکریجینگ با دقتی مشابه و برای سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ روش کوکریجینگ، کمترین مقدار RMSE و در نتیجه بهترین برآورد عمق آب زیرزمینی را داشته است. این نتایج لزوم استفاده از متغیر کمکی با همبستگی مکانی مناسب را در صورت وجود بیان می‌کند. (Hu et al. (2005) و Ta'any et al. (2009) در تحقیق خود برای برآورد عمق آب زیرزمینی از روش کریجینگ استفاده کرده اند. در شکل‌های ۹ تا ۱۲، نقشه پهنه‌بندی عمق آب زیرزمینی در سال‌های ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۶ نشان داده شده است. این نقشه‌ها موید آن است که عمق سطح آب زیرزمینی به سمت جنوب و جنوب شرق استان مازندران روند افزایشی نشان می‌دهد که علت آن می‌تواند این باشد که با پیشروی به سمت جنوب استان، بر ارتفاع زمین افزوده و به دنبال آن به عمق سطح آب زیرزمینی نیز اضافه می‌گردد. بنابراین در نواحی جنوب و جنوب شرق استان درصد زیادی از تبخیر و تعرق

جدول ۵- نتایج حاصل از ارزیابی متقابل برای تخمین عمق آب زیرزمینی

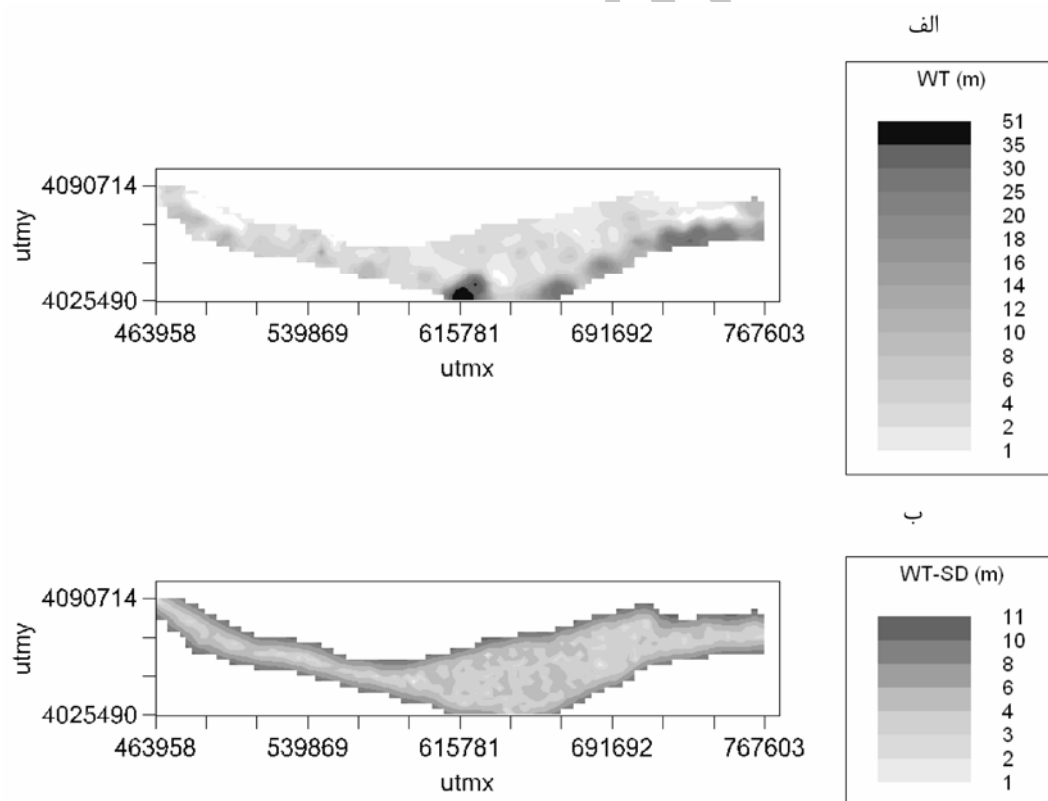
سال	معیار ارزیابی (متر)	کریجینگ	کوکریجینگ	IDW1	IDW2	IDW3	IDW4
۶۶	RMSE	۳/۲۱	۳/۲۴	۳/۳۴	۳/۱۸	۳/۱۷	۳/۲۱
	MBE	-۰/۰۵	۰/۱۵	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۰۷	-۰/۰۴
۷۶	RMSE	۴/۶۳	۴/۶۴	۵/۶۷	۵/۱۶	۴/۹۴	۴/۹۵
	MBE	-۰/۰۰۳	-۰/۱۶	-۰/۱۵	-۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۸
۸۱	RMSE	۵/۰۲	۴/۹۲	۶/۰۶	۵/۵۱	۵/۲۸	۵/۳۱
	MBE	۰/۰۰۹	۰/۲۱	-۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۱۵
۸۶	RMSE	۵/۲۱	۵/۱۲	۶/۱۳	۵/۷	۵/۵۶	۵/۶۳
	MBE	-۰/۰۳	۰/۲۳	-۰/۲۳	-۰/۱۷	-۰/۰۹	-۰/۰۵



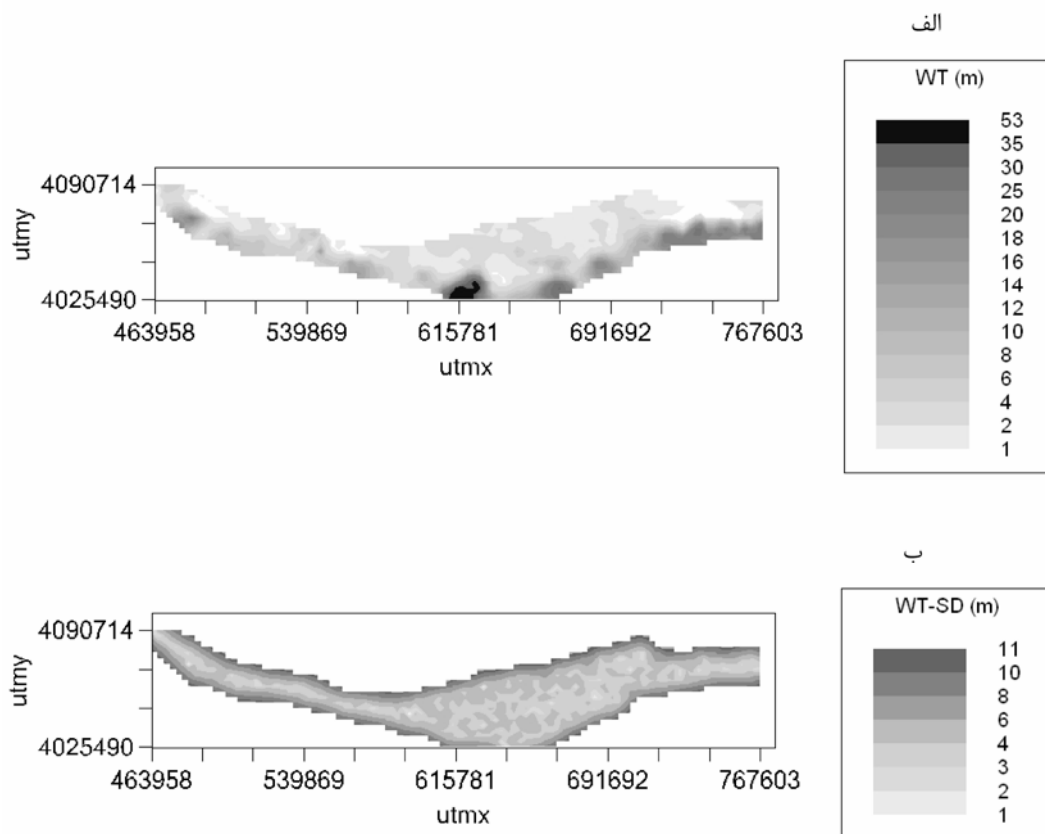
شکل ۹- نقشه پهنه بندی عمق آب زیرزمینی با روش IDW3 برای سال ۱۳۶۶



شکل ۱۰- نقشه پهله بندی عمق آب زیرزمینی (الف) و خطای تخمین (ب) با روش کریجینگ در سال ۱۳۷۶



شکل ۱۱- نقشه پهله بندی عمق آب زیرزمینی (الف) و خطای تخمین (ب) با روش کوکریجینگ در سال ۱۳۸۱



شکل ۱۲- نقشه پهنه بندی عمق آب زیرزمینی (الف) و خطای تخمین (ب) با روش کوکریجینگ در سال ۱۳۸۶

تحلیل‌های آماری نشان داد شوری آب زیرزمینی دارای ضریب تغییرات زیادی در منطقه می‌باشد و متوسط شوری در سال ۱۳۸۶ نسبت به سال ۱۳۸۱ کاهش یافته است. در مورد عمق سطح آب زیرزمینی مقدار متوسط عمق آب از سال ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۶ افزایش نشان داده است. همچنین ضریب تغییرات عمق آب زیرزمینی در هر ۴ سال آماری مورد بررسی بسیار زیاد بوده که نشان از وسعت دامنه تغییرات عمق آب زیرزمینی در منطقه مورد مطالعه است. از طرفی توزیع فراوانی داده‌های شوری و عمق آب زیرزمینی دارای ضریب چولگی مثبت و بطور نسبی زیادی است.

نتایج تحلیل‌های زمین‌آماري نشان داد که شوری و عمق سطح آب زیرزمینی به ترتیب دارای همبستگی مکانی متوسط و بالایی در سطح منطقه مورد مطالعه می‌باشند. ساختار مکانی شوری آب زیرزمینی در هر دو سال آماری از مدل نمایی تبعیت نموده، با این حال همبستگی مکانی شوری در سال ۱۳۸۶ نسبت به سال ۱۳۸۱ کاهش یافته است. بهترین مدل منعکس کننده ساختار مکانی عمق سطح آب زیرزمینی، بطور عمده مدل کروی بوده و شدت همبستگی مکانی آن در طول ۴ سال تغییر محسوسی نداشته است. نتایج حاصل از اعتبارسنجی متقابل نشان داد که در بین روش‌های میانمایی استفاده شده، روش وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) با توان ۱ برای هر دو

لازم به ذکر است که روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ برخلاف روش IDW قادر به محاسبه میزان خطای تخمین عمق آب زیرزمینی نیز می‌باشند که نقشه‌های مربوطه در شکل‌های ۱۰ تا ۱۲ (قسمت ب) ارائه شده است. نقشه‌های خطای تخمین در شکل-های ۱۰ تا ۱۲ نشان می‌دهند که در نقاطی که چاه‌ها قرار دارند و فواصل نزدیک به آن‌ها، خطای تخمین بین ۱ تا ۵ متر می‌باشد که نشان از تخمین نسبتاً مناسب عمق سطح آب زیرزمینی در این مناطق است. به طور کلی خطای تخمین در فواصل دورتر از چاه‌ها بیشتر از فواصل نزدیکتر به آن‌ها می‌باشد و در نقاط بدون آمار مانند حواشی مرز منطقه حداکثر است. نقشه‌های خطای تخمین می‌تواند کمک موثری به مهندسین مشاور و بهره برداران از منابع آب‌های زیرزمینی برای اخذ تصمیمات درست مانند تعیین محل حفر چاه‌های اضافی در مناطق دارای حداکثر نامعینی تخمین (Olea and Davis, 1999) بنماید.

نتیجه گیری

در این تحقیق تغییرات مکانی و زمانی عمق و شوری آب زیرزمینی در استان مازندران مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج

دشت زرنده). سومین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران، دانشگاه تبریز.

یاری، ر. و م. کوچک زاده. (۱۳۸۷). مقایسه روش های زمین آماری برای پیش بینی پراکنش مکانی شوری آب زیرزمینی. سومین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران، دانشگاه تبریز.

Ahmadi, S. H., and Sedghamiz, A. (2007). Geostatistical analysis of spatial and temporal variations of groundwater level. *Environ. Monit. and Assess.*, 129: 277-294.

Ahmadi S. H. and Sedghamiz, A. (2008). Application and evaluation of kriging and cokriging methods on groundwater depth mapping. *Environ. Monit. Assess.*, 138: 357-368.

Ali, R., Elliot, R. L., Ayars, J. E., and Stevens, E. W. (2000). Soil salinity modeling over shallow water tables. II: Applications of LEACHC. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 126: 234-242.

Brady, N. C. (1990). *The nature and properties of soils*. 10th ed. MacMillan New York, NY:

Delbari, M. (2007). Estimation and stochastic simulation of soil properties for case studies in Lower Austria and Sistan plain, southeast of Iran. Doctorate thesis. University of Natural Resources and Applied Life Sciences, Vienna, Austria. Ph.D. thesis, BOKU university.

Delhomme, J.P. (1978). Kriging in hydrosiences. *Adv. Wat. Resour.*, 1: 251-266.

Demir Y, Erşahin S, Güler M, Cemek B, Günal H, and Arslan H. (2009). Spatial variability of depth and salinity of groundwater under irrigated ustifluvents in the Middle Black Sea Region of Turkey. *Environ Monit Assess.*, 158(1-4):279-94.

Desbarats, A. J., Logan, C. E., Hinton, M. L., and Sharpe, D. R. (2002). On the kriging of water elevations using collateral information from a digital elevation model. *Journal of Hydrology*, 225, 25-38.

Goovaerts, P. (1997). *Geostatistics for natural resource evaluation*. Oxford University Press, New York, 483 p.

Gundogdu, K. S. and Guney, I. (2007). Spatial analysis of groundwater levels using universal kriging. *J. Earth. Syst. Sci.* 116(1): 49-55.

Hoeksema, R.L., Clapp, R.B., Thomas, A.L., Hunley, A.E., Farrow, N.D., and Dearstone, K.C. (1989). Cokriging model for estimation of water table elevation. *Water Resources*, 25(3), 429-438.

Hu, K., Huang, Y., Li, H., Li, B., Chen, D., and White, R. E. (2005). Spatial variability of shallow groundwater level, electrical conductivity and nitrate concentration, and risk assessment of nitrate contamination in North China Plain. *Environment international*, Vol. 31 (6): 896-903.

Isaaks, E.H., and Srivastava, R.M. (1989). "Applied geostatistics". New York: Oxford University Press, 561pp.

Istok, J.D., Smyth, J.D. and Flint, A.L. (1993).

سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ کمترین مقدار RMSE و در نتیجه بهترین برآورد شوری را داشته است. نقشه پهنه بندی شوری آب زیرزمینی در هر دو سال نشان داد که مقدار شوری آب زیرزمینی بطور تقریبی از غرب به شرق استان افزایش یافته است. بنابراین نواحی شرقی بیش از سایر نقاط به مدیریت صحیح استفاده از منابع آب و خاک نیاز دارند. نتایج حاصل از ارزیابی متقابل برای تخمین عمق سطح آب زیرزمینی حاکی از آن است که روش IDW با توان ۳ برای سال ۱۳۶۶، روش کریجینگ و کوکریجینگ با دقتی مشابه برای سال ۱۳۷۶ و روش کوکریجینگ برای سال های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ کمترین مقدار RMSE را داشته است. این نتایج لزوم استفاده از متغیر کمکی با همبستگی مکانی مناسب را در صورت وجود بیان می کند. نقشه پهنه بندی عمق آب زیرزمینی در سال های ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۶ مویید آن است که عمق سطح آب زیرزمینی به سمت جنوب و جنوب شرق استان روند افزایشی نشان می دهد. روش های کریجینگ برخلاف روش IDW قادر به محاسبه میزان خطای تخمین عمق سطح آب زیرزمینی نیز بوده اند. بر اساس نقشه های خطای تخمین حاصله، مقدار نامعینی عمق آب زیرزمینی در محل وجود چاه ها و فواصل نزدیک به آن ها، کمتر و در فواصل دورتر از چاه ها و نیز در نقاط بدون آمار بیشتر می باشد. نقشه های خطای تخمین می تواند کمک موثری در تعیین محل حفر چاه های اضافی برای کاهش نامعینی سطح میانابایی شده بنماید.

مراجع

بی نام. (۱۳۷۸). دستورالعمل رفتارسنجی کیفی آبهای زیرزمینی. سازمان برنامه و بودجه - وزارت نیرو، نشریه ۱۸۷.

تقی زاده مهرجردی، ر.، محمودی، ش.، خزائی، س. ح.، حیدری، ا. و ر. قاسمیان رفسنجانی. (۱۳۸۷). مطالعه تغییرات مکانی شوری آب زیرزمینی با استفاده از زمین آمار (مطالعه موردی: رفسنجان). دومین همایش و نمایشگاه تخصصی مهندسی محیط زیست، دانشگاه تهران.

دلبری، م.، خیاط خلقی، م. و م. ح. مهدیان. (۱۳۸۳). ارزیابی روش های زمین آماری در برآورد هدایت هیدرولیکی خاک در مناطق شیب آب و پشت آب پایین دشت سیستان. علوم کشاورزی ایران، ۳۵ (۱): ۱-۱۲.

سامانی، ج. م. و و. ر. یاری. (۱۳۸۵). بررسی تغییرات مکانی و زمانی شوری آب زیرزمینی با استفاده از کریجینگ و GIS. هفتمین کنفرانس هیدرولیک ایران، دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور).

ملکی گنادیشی، ف. رهنما، م. ب. و ع. رضایی. (۱۳۸۷). ارزیابی کیفی آب های زیرزمینی جهت تامین آب شرب، کشاورزی و صنعتی با استفاده از روش کریجینگ و نرم افزار GS+ (مطالعه موردی:

- environment sciences. GS+ User's Guide Version 5: Plainwell, Gamma design software, 200 p.
- Rouhani, S. and Hall, T.J. (1988). Geostatistical schemes for groundwater sampling. *J. Hydrol.*, 103: 85-102.
- Smedema, L. K., Abdel-Dayem, S., and Ochs, W. J. (2000). Drainage and agricultural development. *Irrigation and Drainage Systems*, 14: 223-235.
- Sophocleous, M., Paschetto, J.E. and Olea, R.A. (1982). Groundwater network design for northwest Kansas, using the theory of regionalized variables. *Groundwater*, 20: 48-58.
- Ta'any, R.A., Tahboub, A.B., and Saffarini, G.A. (2009). Geostatistical analysis of spatiotemporal variability of groundwater level fluctuations in Amman-Zarqa basin, Jordan: a case study. *Environ. Geol.*, 57: 525-535.
- Theodossiou N., and Latinopoulos, P. (2006). Evaluation and optimization of groundwater observation networks using the kriging methodology. *Environmental Modelling and Software*, 21: 991-1000.
- Virdee, T.S. and Kottegoda, N.T. (1984). A brief review of kriging and its application to optimal interpolation and observation well selection. *Hydrol. Sci. J.*, 29: 367-387.
- Zirschky, J., Keary, G.P., Gilbert, R.O. and Middlebrooks, E.J. (1985). Spatial estimation of hazardous waste site data. *J. Environ. Eng. Div. ASCE* 111: 777-789.
- Multivariate geostatistical analysis of groundwater contamination: a case history. *Groundwater* 31, 63-74.
- Journel A.G., and Huijbregts, C.J. (1978). Mining geostatistics. London Academic Press, New York, 600 p.
- Kumar, D. and Ahmed, Sh. (2003). "Seasonal behaviour of spatial variability of groundwater level in a granitic aquifer in monsoon climate". *Current Science*, 84 (2): 188-196.
- Kumar, Sh., Sondhi, S. K., and Phogat, V. (2005). Network design for groundwater level monitoring in upper Bari Doab canal tract, Punjab, India. *Irrigation and Drainage*, 54: 431-442.
- Liu, C. W., Jang, C. S., and Liao, C. M. (2004). Evaluation of arsenic contamination potential using indicator kriging in the Yun-Lin aquifer (Taiwan). *The Science of Total Environment*, 321: 174-188.
- Mendes, R.M., and Lorandi, R. (2008). Analysis of spatial variability of SPT penetration resistance in collapsible soils considering water table depth. *Engineering Geology*, 101: 218-225.
- Olea, R., and Davis, J. (1999). Optimizing the High Plains aquifer water-level observation network. K.G.S. Open File Report 1999-15.
- Patriarche, D., M. C. Castro, and P. Goovaerts. (2005). Estimating regional hydraulic conductivity fields—A comparative study of geostatistical methods. *Mathematical Geology*, 37: 587-613.
- Robertson, G.P. (2000). GS+: Geostatistics for the

تاریخ دریافت: ۸۸/۹/۱۶

تاریخ پذیرش: ۸۹/۶/۲۴

Archive

Spatio-temporal Variability Analysis of Groundwater Salinity and Depth (Case study: Mazandaran province)

M. Delbari^{1*}, P. Afrasiab² and S. R. Miremadi³

Abstract

Groundwater resources are very important for agriculture. In this study the spatial variability of groundwater salinity for two years (2002 and 2007) and groundwater depth for four years (1987, 1997, 2002 and 2007) was investigated using geostatistical methods in Mazandaran province. The interpolation methods were ordinary kriging and cokriging, and inverse distance weighing with distance power of 1 to 4. The performance of the prediction methods was evaluated through cross-validation with comparison criteria of root mean square error (RMSE) and mean bias error (MBE). The statistical analysis showed that groundwater salinity and especially groundwater depth have a large variance and coefficient of variation. The average groundwater depth increased from 1987 to 2007 and the average groundwater salinity decreased from 2002 to 2007. The geostatistical analyses showed that the groundwater salinity and depth are highly spatially correlated. The spatial structure of groundwater salinity and depth follow an exponential and spherical model, respectively. The results of cross-validation indicated that the best interpolator for salinity estimation is inverse distance weighing with distance power of 1. For estimating groundwater depth, inverse distance weighing with distance power 3 for 1987, ordinary kriging and cokriging with similar accuracy for 1997 and cokriging for 2002 and 2007 achieved the best results. The prediction map of groundwater salinity showed that the salinity was increased from west to east. Based on the map of groundwater depth, south and southeast regions have the highest depth of groundwater. In addition to estimation map, kriging methods were able to present the map of estimation variance for groundwater depth. These maps showed that the estimation uncertainty is smaller at sampling location and for nearby samples, and is larger as samples are more distant or where there is no samples. Therefore, when it is necessary to present the estimation uncertainty rather than estimation only, kriging should be preferred to inverse distance weighing.

Key words: groundwater salinity, groundwater depth, kriging, cokriging, inverse distance weighing, Mazandaran province

1,2- Assistant Professors, Department of Water Engineering, College of Agriculture, University of Zabol
(*- Corresponding Author Email: mas_delbari@yahoo.com).
3- MSc. Student, Department of Water Engineering, College of Agriculture, University of Zabol