

شبیه‌سازی تصادفی زمین‌آماری هدایت هیدرولیکی اشباع خاک

معصومه دلبری^{۱*} و پیمان افراسیاب^۲

۱. دانشیار گروه مهندسی آب دانشکده آب و خاک دانشگاه زابل

۲. دانشیار گروه مهندسی آب دانشکده آب و خاک دانشگاه زابل

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۷/۱۴ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۳/۱۰/۲۷)

چکیده

هدایت هیدرولیکی اشباع خاک یکی از پارامترهای اساسی در پروژه‌های زهکشی است. بنابراین، شناخت الگوی توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی ضروری است. از طرفی، دست‌یافتن به چنین اطلاعاتی نیازمند اندازه‌گیری‌های متعدد هدایت هیدرولیکی و صرف وقت و هزینه بسیار است. انواع روش‌های کریجینگ می‌توانند برای برآورد و پهنه‌بندی هدایت هیدرولیکی خاک به کار روند. با این حال، مقادیر برآوردشده همواره با درصدی خطا همراه است. برخلاف کریجینگ، روش‌های شبیه‌سازی زمین‌آماری قادرند به موضوعات پیشرفته‌تر دیگر، مانند ارزیابی عدم قطعیت تخمین و استفاده از آن در فرایندهای تصمیم‌گیری، بپردازند. در این تحقیق، روش شبیه‌سازی متوالی گوسی (SGS) و روش غیر پارامتری شبیه‌سازی متوالی شاخص (SIS) برای مدل‌کردن عدم قطعیت تخمین هدایت هیدرولیکی خاک، در منطقه خیرآباد استان خوزستان، به کار رفت. ۲۰۰ نقشه هدایت هیدرولیکی با احتمال وقوع یکسان به کمک روش‌های شبیه‌سازی تولید شد. نتایج نشان داد نقشه‌های شبیه‌سازی‌شده، برخلاف نقشه کریجینگ، می‌توانند هیستوگرام و نیم‌تغییرنمای داده‌های اولیه را به طور رضایت‌بخش بازتولید کنند. در زمینه عدم قطعیت، نتایج این تحقیق نشان داد واریانس کریجینگ مستقل از مقادیر داده‌هاست. بنابراین، محدودیت زیادی در استفاده از آن وجود دارد. نمودارهای صحت و نمودارهای عرض فاصله احتمال نشان داد مدل عدم قطعیت به‌دست‌آمده با روش SGS دقیق‌تر از مدل به‌دست‌آمده با روش SIS است؛ هرچند شاخص نکویی روش SGS (۰/۸۸) اندکی کمتر از روش SIS (۰/۹۴) به دست آمد.

کلیدواژگان: شبیه‌سازی متوالی زمین‌آماری، عدم قطعیت، نقشه احتمال، هدایت هیدرولیکی.

مقدمه

تأثیر تغییر مکان بر خصوصیات فیزیکی خاک، از جمله هدایت هیدرولیکی اشباع، طبیعی است. شناخت این تغییرات برای پیش‌بینی جریان آب و املاح در خاک و طراحی پروژه‌های زهکشی ضرورت دارد. هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از پارامترهای اساسی در تعیین فاصله مناسب زهکش‌ها، نیز، از پارامترهای کلیدی در بسیاری از مدل‌های هیدرولوژیکی و انتقال آلاینده‌هایی است که مبنای فیزیکی دارند (Gupta et al., 2006). از سوی دیگر، به‌دست‌آوردن دانش دقیق و جامع در زمینه الگوی توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی خاک به اندازه‌گیری‌های متعدد نیاز دارد که در عمل بسیار مشکل و مستلزم صرف وقت و هزینه بسیار است. با دراختیارداشتن تعداد محدود و پراکنش مناسب اندازه‌گیری‌های آزمایشگاهی یا مزرعه‌ای از یک متغیر ناحیه‌ای، می‌توان با استفاده از روش‌های مناسب میان‌یابی، مانند روش‌های زمین‌آماري، آن متغیر را

پهنه‌بندی کرد (Hosseini et al., 1993; Moustafa, 2000; Delbari et al., 2004; Gupta et al., 2006). علم زمین‌آمار مجموعه‌ای از ابزارهای قوی و مناسب را برای تشخیص تغییرات مکانی و تخمین مقادیر نامعلوم، بر اساس اندازه‌گیری‌های موجود، فراهم می‌کند. در روش‌های میان‌یابی زمین‌آماري، همبستگی مکانی بین مشاهدات، که عموماً به وسیله نیم‌تغییرنما مدل می‌شود، در نظر گرفته می‌شود (Journal and Huijbregts, 1978; Isaaks and Srivastava, 1989). روش‌های زمین‌آماري، به منزله روش‌های مؤثر در تخمین متغیرهای ناحیه‌ای، از قبیل خصوصیات فیزیکوشیمیایی و هیدرولیکی خاک، پیشنهاد شده‌اند (Webster and Oliver, 2001). متداول‌ترین روش میان‌یابی زمین‌آماري روش کریجینگ معمولی^۱ است که به آن «بهترین تخمین گر خطی نااریب»^۲ هم می‌گویند (Journal and Huijbregts, 1978). روش کریجینگ را Gupta et al. (2006) برای بررسی تغییرات مکانی هدایت

1. Ordinary kriging
2. Best Linear Unbiased Estimator

* نویسنده مسئول: mas_delbari@yahoo.com
masoomeh.delbari@uoz.ac.ir

تحلیلی ساده‌ترین الگوریتم برای تعیین cdfهای شرطی است (Deutsch and Journel, 1998). در نقشه‌های تهیه‌شده به روش SGS، پیوستگی مکانی مقادیر انتهایی (بسیار بزرگ یا بسیار کوچک) به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. بنابراین، در مواردی که بازتولید به هم‌پیوستگی مقادیر کم یا زیاد مهم است، استفاده از این روش مناسب نیست (Goovaerts, 1999). استفاده از شبیه‌سازی متوالی شاخص^۶ (SIS)، که متداول‌ترین شبیه‌سازی غیر پارامتری است، در این موارد مناسب است (Goovaerts, 1997; Deutsch and Journel, 1998). با وجود این، روش SIS در مقایسه با روش SGS به محاسبات بیشتری نیاز دارد (Goovaerts, 1997). Eggleston *et al.* (1996) و Jang and Liu (2004) از روش‌های شبیه‌سازی شرطی برای بازتولید پراکنش مکانی هدایت هیدرولیکی استفاده کردند. در هر دو تحقیق روش SGS به منزله روشی مناسب برای بررسی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی و تولید نقشه‌های منطقی‌تر برای تفسیر و بررسی خصوصیات هیدرولیکی آب‌خوان پیشنهاد شد.

در این تحقیق قابلیت کاربرد روش‌های شبیه‌سازی تصادفی شرطی^۷ در تخمین و به‌ویژه برای ارزیابی عدم قطعیت توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک بررسی شد. بدین منظور امکان کاربرد روش شبیه‌سازی متوالی گوسی (SGS) و روش شبیه‌سازی متوالی شاخص (SIS) در ارزیابی احتمال کم‌تر بودن هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از یک حد آستانه مشخص بررسی شد. همچنین توانایی دو روش SGS و SIS در مدل‌کردن میزان عدم قطعیت تخمین با روش سنتی کریجینگ معمولی مقایسه شد.

مواد و روش‌ها

معرفی منطقه مطالعه‌شده

این تحقیق در اراضی دشت خیرآباد واقع در استان خوزستان انجام گرفت (شکل ۱). این منطقه از نظر موقعیت جغرافیایی در ۴۹ درجه و ۴۰ دقیقه تا ۵۰ درجه و ۱۶ دقیقه طول شرقی و ۳۰ درجه و ۱۸ دقیقه تا ۳۰ درجه و ۴۵ دقیقه عرض شمالی واقع است و ۶۶۹۸ هکتار مساحت دارد. میانگین درجه حرارت سالیانه ۲۵٫۵ درجه سانتی‌گراد و میانگین بارندگی سالیانه ۲۶۳ میلی‌متر است. بر اساس اقلیم‌نمای آمبرژه، اقلیم منطقه مورد نظر بیابانی گرم متوسط است. الگوی کشت دشت خیرآباد گندم، جو، کنجد، برنج، هندوانه، خربزه، گوجه‌فرنگی، خیار، و ... است.

هیدرولیکی خاک در مقیاس مزرعه‌ای در امتداد شیب زمین و عمود بر آن استفاده کردند. در همه روش‌های میان‌یابی همواره مقداری عدم قطعیت^۱ در تخمین هدایت هیدرولیکی خاک وارد می‌شود. این عدم قطعیت نباید نادیده گرفته شود. زیرا بر تصمیم‌گیری‌های بعدی، مانند منطقه‌بندی سطح مورد مطالعه بر اساس مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک برای تعیین فواصل زهکش‌ها، تأثیر می‌گذارد. یکی از مزایای کریجینگ معمولی این است که علاوه بر مقدار تخمین‌زده‌شده یک کمیت واریانس تخمین را نیز ارائه می‌کند (Isaaks and Srivastava, 1989). با فرض نرمال بودن توزیع خطای تخمین، هر مقدار برآوردشده متغیر می‌تواند با واریانس خطای تخمین مرتبط با آن ترکیب شود تا یک بازه اطمینان در هر نقطه نمونه‌برداری‌شده به دست آید (Goovaerts, 1997). با این حال، واریانس تخمین کریجینگ مستقل از مقادیر داده‌هاست. در واقع، تابعی از آرایش نمونه‌ها و مشخصات مدل نیم‌تغییرنماست. بنابراین، به جز در شرایط یکنواخت بودن واریانس^۲ داده‌ها و نرمال بودن توزیع فراوانی خطاها، واریانس کریجینگ نمی‌تواند معیاری معتبر برای مدل‌کردن عدم قطعیت تخمین باشد (Goovaerts, 1997).

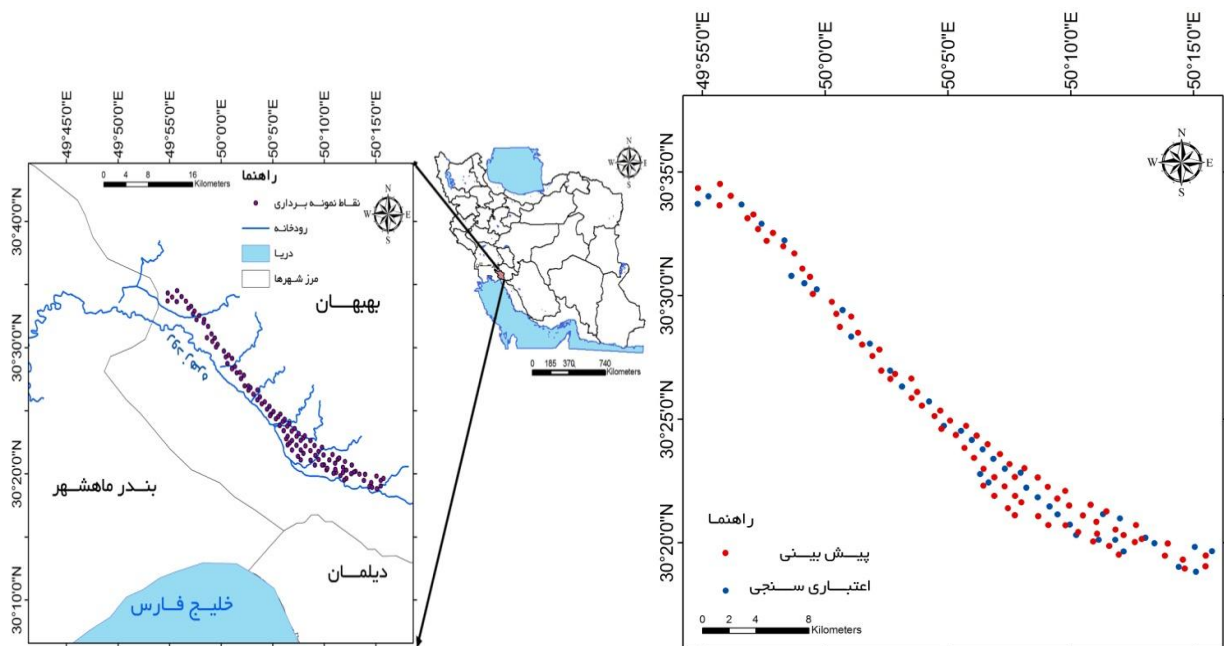
شبیه‌سازی تصادفی زمین‌آماري^۳، برخلاف کریجینگ، نه تنها مقادیر نامعلوم را پیش‌بینی می‌کند، بلکه به موضوعات پیشرفته دیگر، مانند ارزیابی عدم قطعیت تخمین از طریق برآورد تابع توزیع تجمعی شرطی^۴ (ccdf) برآوردشده در هر نقطه مورد نظر و استفاده از آن در تصمیم‌گیری‌ها، نیز می‌پردازد (Goovaerts, 1997). گفتنی است، اگرچه واریانس تخمین همراه شبیه‌سازی‌ها تقریباً دوبرابر واریانس کریجینگ است (Heuvelink and Webster, 2001)، تخمین بهینه هدف اصلی روش‌های شبیه‌سازی نیست. هدف اصلی از کاربرد این روش‌ها برآورد و ارزیابی عدم قطعیت است. روش‌های شبیه‌سازی زمین‌آماري در سال‌های گذشته برای پیش‌بینی و ارزیابی عدم قطعیت در مطالعات زیست‌محیطی (Englund, 1993; Rossi *et al.*, 1993; Schnabel *et al.*, 2004; Juang *et al.*, 2004) به کار رفته و اخیراً در علوم خاک (Pachepsky and Acock, 1998; Goovaerts, 2001; Castrignano and Buttafuoco, 2004; Bourennane *et al.*, 2007; Delbari *et al.*, 2009 and 2010; Afrasiab and Delbari, 2013) استفاده می‌شود. بین این روش‌ها، شبیه‌سازی متوالی گوسی^۵ (SGS) راحت‌ترین و از نظر

1. Uncertainty
2. Homocedacity of the variance
3. Geostatistical stochastic simulation
4. Conditional cumulative distribution function
5. Sequential Gaussian simulation

6. Sequential indicator simulation
7. Conditional stochastic simulation

۱۲۰ چاهک مشاهده‌ای به روش پرماتر گلف اندازه‌گیری شد. شکل ۱ موقعیت نقاط اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی اشباع خاک را نشان می‌دهد. برای ارزیابی بهتر روش‌های استفاده‌شده یک‌سوم (چهل عدد) از اندازه‌گیری‌ها از همان ابتدا برای اعتبارسنجی کنار گذاشته شد (شکل ۱). بررسی تغییرات مکانی و مدل کردن نیم‌تغییرنما با استفاده از دوسوم (هشتاد عدد) داده‌ها انجام گرفت. سپس، از پارامترهای نیم‌تغییرنما در روش‌های تخمین و شبیه‌سازی زمین آماری، که در ادامه به آن‌ها پرداخته می‌شود، برای پیش‌بینی مقادیر هدایت هیدرولیکی در چهل نقطه حذف‌شده استفاده شد.

از نظر زمین‌شناسی، اراضی مطالعه‌شده تحت تأثیر فعالیت رودخانه خیرآباد و به‌خصوص رودخانه زهره شکل گرفته و این رودخانه مجموعه‌ای از رسوبات این نواحی را در منطقه بر جای گذاشته است. در بخش عمده مسیر عبور رودخانه‌ها سنگ‌های رسوبی، از قبیل سنگ‌های آهکی، وجود دارد. در منطقه مطالعه‌شده، به‌خصوص در محدوده رودخانه زهره، شوری و قلیابیت قابل ملاحظه‌ای مشاهده می‌شود که علت آن، علاوه بر شرایط اقلیمی منطقه، منشأ ژئولوژیکی سنگ‌های حاوی رسوبات تبخیری است (Anounymous, 2005). هدایت هیدرولیکی اشباع خاک منطقه مطالعه‌شده در



شکل ۱. موقعیت منطقه مطالعه‌شده و نقاط اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی اشباع خاک

کریجینگ باشد. کریجینگ معمولی، علاوه بر تخمین، واریانس تخمین را نیز طبق رابطه ۲ ارائه می‌دهد:

$$\sigma_{OK}^2(u) = -\gamma(u, u) + \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(u, u_i) + \mu \quad (\text{رابطه ۲})$$

$\gamma(u, u)$ میانگین مقادیر نیم‌تغییرنما در موقعیت مورد تخمین u ، میانگین مقدار نیم‌تغییرنما بین موقعیت مورد تخمین u و u_i نمونه‌برداری‌شده، و μ ضریب لاگرانژین برای به‌حداقل رساندن واریانس کریجینگ است. واریانس تخمین معیاری از عدم قطعیت تخمین در نقطه مورد نظر است.

شبیه‌سازی متوالی زمین آماری

شبیه‌سازی تصادفی برخلاف کریجینگ، که فقط یک نقشه از تخمین‌های بهینه متغیر مورد نظر فراهم می‌کند، فرایندی است

تخمین زمین آماری

کریجینگ معمولی

تخمین‌گر کریجینگ معمولی، که شامل یک میانگین‌گیری متحرک وزنی خطی از مشاهدات موجود در همسایگی نقطه برآوردشده است، به صورت رابطه ۱ تعریف می‌شود (Journel and Huijbregts, 1978):

$$Z^*(u) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(u_i) \quad (\text{رابطه ۱})$$

$Z^*(u)$ مقدار برآوردشده متغیر در نقطه u ، $Z(u_i)$ مقدار مشاهده‌شده متغیر در نقطه u_i و λ_i وزن آماری است که به مقدار متغیر Z در نقطه u_i نسبت داده می‌شود. از آنجا که این تخمین‌گر یک تخمین‌گر نارب است، اوزان λ_i باید به گونه‌ای تعیین شوند که جمع جبری آن‌ها برابر واحد و حداقل واریانس

متوالی است که در آن مجموعه $ccdf$ ها به وسیله معادلات گوسین چندگانه تعیین می‌شوند. مراحل شبیه‌سازی، پس از ایجاد شبکه‌ای منظم از نقاط در منطقه مورد مطالعه و نرمال کردن داده‌ها، شامل موارد زیر است (Goovaerts, 1997):

۱. تعریف یک مسیر تصادفی که از هر گره شبکه فقط و فقط یک بار عبور کند؛
۲. استفاده از روش کریجینگ ساده و پارامترهای نیم‌تغییرنمای اعداد نرمال شده برای تخمین پارامترهای (میانگین و واریانس) $ccdf$ گوسین متغیر Z در نقطه u از شبکه. بدین ترتیب، تابع توزیع تجمعی شرطی در هر نقطه مانند u یعنی $F(u; z|n)$ تعیین می‌شود. n شامل تعداد مشخصی از داده‌های نرمال شده اولیه و مقادیر شبیه‌سازی شده قبلی در همسایگی نقطه u است؛
۳. استخراج یک مقدار شبیه‌سازی شده هدایت هیدرولیکی خاک از منحنی $ccdf$ تخمین زده شده و افزودن آن به مجموعه داده‌های شرطی؛
۴. تکرار مراحل ۲ و ۳ تا زمانی که همه گره‌های شبکه شبیه‌سازی شوند؛
۵. تبدیل دوباره مقادیر نرمال شبیه‌سازی شده به مقادیر واقعی. این مراحل اولین نقشه را، که فقط یک تصویر از تصاویر با احتمال وقوع یکسان از توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی خاک است، تشکیل می‌دهد. برای تولید نقشه‌های بیشتر، این مراحل باید با مسیرهای تصادفی مختلف، که از همه گره‌ها عبور می‌کند، تکرار شود. در حقیقت، یگانه اختلاف نقشه‌های تولید شده اعداد تصادفی شروع^۳ برای مولد اعداد تصادفی است که موجب تولید نقشه‌های شبیه‌سازی متفاوت می‌شود و در استخراج تصادفی یک مقدار هدایت هیدرولیکی خاک از تابع $ccdf$ ، که هر مقدار شبیه‌سازی شده را تشکیل می‌دهد، تأثیر می‌گذارد. بنابراین، در هر نقشه به یک نقطه معین ممکن است اعداد مختلف اختصاص داده شود. با وجود این، این نقشه‌های شبیه‌سازی شده دارای احتمال وقوع یکسان اند؛ زیرا هر نقشه شبیه‌سازی شده اساساً اعداد واقعی را در نقاط نمونه‌برداری شده و نیز آماره‌های اصلی داده‌ها را- مانند میانگین، حداقل، حداکثر، واریانس- بازتولید می‌کند. با عنایت به این موضوع، برای هر نقطه فاقد آمار، با استفاده از تعداد زیادی نقشه شبیه‌سازی شده، $ccdf$ تقریبی هدایت هیدرولیکی به دست می‌آید. پس، احتمال بیشتر نبودن مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از یک حد بحرانی، در یک نقطه نمونه‌برداری نشده، می‌تواند از $ccdf$ مربوط به آن نقطه تعیین شود. این احتمال با محاسبه درصد نقشه‌هایی

که در آن مجموعه‌ای از نقشه‌های با احتمال وقوع یکسان از توزیع مکانی متغیر مورد نظر تولید می‌شود. شبیه‌سازی تصادفی ممکن است شرطی یا غیر شرطی باشد. اگر نقشه تولید شده شامل داده‌های مشاهده شده در محل‌های نمونه‌برداری نیز باشد، به این شبیه‌سازی شبیه‌سازی شرطی می‌گویند. شبیه‌سازی تصادفی شرطی اولین بار برای برطرف کردن خاصیت هموارسازی^۱ کریجینگ طراحی شد (Deutsch and Journel, 1998). هموارسازی کریجینگ باعث می‌شود مقادیر کم زیاد و مقادیر زیاد کم برآورد شود. در واقع، روش‌های مبتنی بر شبیه‌سازی هم بر اساس تغییرات مکانی مقادیر واقعی و هم بر اساس تغییرات مقادیر برآورد شده پایه‌گذاری شده‌اند. برخلاف آن، روش‌های مبتنی بر کریجینگ فقط تغییرات مکانی مقادیر مشاهده شده در نقاط نمونه‌برداری را در نظر می‌گیرد و از تغییرات مقادیر تخمین زده شده در نقاط نمونه‌برداری نشده صرف نظر می‌کند. شبیه‌سازی تصادفی برخلاف کریجینگ، که هدف آن به حداقل رساندن واریانس تخمین است، آماره‌های نمونه (هیستوگرام و مدل نیم‌تغییرنما) را بازتولید و داده‌های واقعی را در محل‌های نمونه‌برداری شده حفظ می‌کند. بنابراین، نقشه شبیه‌سازی شده توزیع مکانی متغیر مورد نظر را واقعی‌تر از نقشه کریج شده نشان می‌دهد. علاوه بر این، تعداد زیادی نقشه شبیه‌سازی شده می‌توانند با یکدیگر مدلی تشکیل دهند از عدم قطعیت تخمین از طریق محاسبه یک تابع توزیع تجمعی شرطی ($ccdf$) از متغیر در هر نقطه نمونه‌برداری نشده قبل از اینکه مقدار نامعلوم متغیر در آن نقطه برآورد شود (Deutsch and Journel, 1998, Goovaerts, 1997). علاوه بر آن، مجموعه نقشه‌های شبیه‌سازی شده می‌تواند معیاری کمی و بصری از عدم قطعیت مکانی^۲ فراهم کند (Delbari et al., 2009). مثلاً، نواری از مقادیر کوچک یا بزرگ اگر در بیشتر نقشه‌های تولید شده مشاهده شود، قطعی و اگر فقط در تعداد محدودی از نقشه‌ها دیده شود، غیر قطعی در نظر گرفته می‌شود (Goovaerts, 1997).

شبیه‌سازی‌های زمین‌آماري را می‌توان به روش‌های مختلف انجام داد. تفاوت این روش‌ها در نوع مدل تابع تصادفی (گوسین چندگانه یا غیر پارامتری)، میزان و نوع اطلاعات استفاده شده و نیازهای کامپیوتری متفاوت است.

شبیه‌سازی متوالی گوسی

شبیه‌سازی متوالی گوسی یکی از الگوریتم‌های اصلی شبیه‌سازی

3. Random number seeds

1. Smoothing
2. Spatial uncertainty

احتمال مورد نظر شود مستعد زه‌دارشدن و سایر نقاط غیر مستعد زه‌دارشدن در نظر گرفته می‌شود. حد آستانه 0.5 m/day با توجه به حدود ارائه‌شده از سوی نشریات و ارگان‌های مختلف انتخاب شد (Anonymous, 1996). در واقع، فرض بر این است که یک مقدار کم هدایت هیدرولیکی اشباع خاک، که باعث کاهش سهولت حرکت آب در خاک می‌شود، به تدریج به زه‌دارشدن منطقه مورد نظر منجر خواهد شد؛ به‌خصوص زمانی که طراحی زهکش‌های زیرزمینی با فواصل کم زهکش‌ها مقرون به صرفه نیست. بزرگ‌ترین مشکل این روش تعیین مقدار مناسب آستانه احتمال است. این مسئله مسئله‌ای سیاسی و سلیقه‌ای است (Goovaerts, 1997).

ارزیابی مدل عدم قطعیت

هر یک از الگوریتم‌های شبیه‌سازی یک مدل احتمالاتی از عدم قطعیت مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک به صورت مجموعه‌ای از نقشه‌های شبیه‌سازی شده ارائه می‌دهد. با وجود این، قبل از اینکه عدم قطعیت تخمین بتواند در ارزیابی ریسک و تصمیم‌گیری‌ها به کار رود باید دقت مدل ارزیابی شود.

در هر نقطه دلخواه u یک سری بازه قرینه p -احتمال^۱ با نشان دادن حدود پایین و بالای آن توسط چندک‌های $(1-p)/2$ و $(1+p)/2$ از تابع توزیع تجمعی برآورد شده در آن نقطه $F(u; z|n)$ می‌توان تعریف کرد؛ مثلاً، بازه احتمال 0.5 ($p=0.5$) محدود به چندک‌های پایین $[1 - F(u; 0.25|n)]$ و بالای $[1 - F(u; 0.75|n)]$ تابع توزیع فراوانی تجمعی است. بنابراین، مدل عدم قطعیت برآورد شده برای هر مقدار واقعی z در صورتی دقیق است که بازه احتمال برآورد شده برای هر احتمال p مقدار واقعی متغیر را در بر بگیرد (Goovaerts, 1999 and 2001). با موجود بودن تعدادی داده مستقل هدایت هیدرولیکی اشباع خاک ($N_v=40$) و $Z(u_j), j=1, \dots, N_v$ به منزله داده‌های اعتبارسنجی و cdfهای متناظر با آنها $(\bar{F}(u_j; z|n))$ ، که بر اساس اطلاعات نقاط پیش‌بینی (شکل ۱) با استفاده از الگوریتم‌های شبیه‌سازی به دست آمده، می‌توان کسری از مقادیر واقعی را، که در بازه قرینه p -احتمال قرار می‌گیرد ($\bar{\xi}(p)$)، با رابطه ۴ محاسبه کرد (Goovaerts, 2001):

$$\bar{\xi}(p) = \frac{1}{N_v} \sum_{j=1}^{N_v} \xi(u_j, p) \quad \forall p \in [0, 1] \quad (\text{رابطه ۴})$$

$\xi(u_j, p)$ با رابطه ۵ به دست می‌آید:

که در آن‌ها مقدار هدایت هیدرولیکی خاک از یک آستانه معلوم تجاوز نمی‌کند به دست می‌آید. نقشه احتمال بیشتر یا کمتر بودن از یک حد آستانه معلوم در ارزیابی ریسک فرایندهای تصمیم‌گیری و مدیریتی کاربرد بالایی دارد. در بسیاری از موارد تخمین مقدار بهینه مقادیر اندازه‌گیری نشده متغیر نیز مورد نیاز است. یکی از تخمین‌ها تخمین نوع E (E-type) است که همان مقدار قابل انتظار (میانگین) cdf است و به منزله متوسط نقشه‌های متعدد شبیه‌سازی شده محاسبه می‌شود. نقشه واریانس شرطی متناظر با این نقشه، که گستره cdf را در هر نقطه نمونه برداری نشده نشان می‌دهد، نیز به روشی مشابه قابل محاسبه است.

شبیه‌سازی متوالی شاخص

روش شبیه‌سازی متوالی شاخص (SIS) یک رقیب غیر پارامتری SGS برای تولید مدل احتمالاتی عدم قطعیت است. SIS یکی دیگر از الگوریتم‌های اصلی شبیه‌سازی متوالی است که در آن مجموعه cdfهای شرطی مستقیم و با فرمول‌بندی شاخص تعیین می‌شود. در روش SIS ابتدا محدوده تغییرات داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک به $(K+1)$ کلاس بر اساس k حد آستانه معلوم z_k تقسیم می‌شود. سپس بر اساس رابطه ۳ هر مقدار مشاهده‌شده هدایت هیدرولیکی اشباع خاک $Z(u_i)$ به بردار 1 یا 0 ، با توجه به اینکه مقدار مشاهده‌شده به ترتیب کمتر یا بیشتر از حد آستانه معلوم است، تبدیل می‌شود:

$$I(u_i; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } Z(u_i) \leq z_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad k = 1, \dots, K \quad (\text{رابطه ۳})$$

$I(u_i; z_k)$ متغیر شاخص در نقطه u_i به ازای حد آستانه z_k است.

تصمیم‌گیری در شرایط عدم قطعیت

در بسیاری موارد مهندسان طراح ناچارند تصمیم‌های مهمی بگیرند؛ مانند تعیین مناطق مستعد زه‌دارشدن. اغلب این تصمیم‌ها با عدم قطعیت همراه‌اند؛ زیرا تخمین خصوصیات مورد نیاز در تعیین مناطق زه‌دار، از جمله هدایت هیدرولیکی اشباع خاک، با هر روشی که باشد، همیشه با خطا همراه است. بنابراین ارزیابی عدم قطعیت تخمین مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک بسیار مهم است. این کار به روش‌های مختلف، با فرض یک مدل cdf، امکان‌پذیر است. یکی از روش‌های متداول، که در این پژوهش استفاده شده، این است که همه نقاطی که در آن‌ها احتمال عدم تجاوز مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از حدی مشخص - مثلاً 0.5 m/day - بیشتر از یک آستانه

1. P-probability interval

(رابطه ۵)

(رابطه ۷)

$$\bar{W}(p) = \frac{1}{N_{\xi}(p)} \sum_{j=1}^{N_{\xi}(p)} \xi(u_j; p) \times [\hat{F}^{-1}(u_j; (1+p)/2) - \hat{F}^{-1}(u_j; (1-p)/2)]$$

$$\xi(u_j, p) = \begin{cases} 1 & \text{if } \hat{F}^{-1}\left(u_j, \frac{(1-p)}{2}\right) < z(u_j) \leq \hat{F}^{-1}\left(u_j, \frac{(1+p)}{2}\right) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

نرم افزارهای استفاده شده

برای تحلیل آماری داده‌ها از نرم‌افزار SPSS (Pallant, 2010)، برای محاسبه نیم‌تغییرنماهای تجربی و مدل کردن آن‌ها از نرم‌افزار GS + (Robertson, 2000)، و برای محاسبه و ترسیم نقشه‌های تخمین و نقشه‌های واریانس تخمین از نرم‌افزارهای (Deutsch and Journel, 1998) GSLIB و (S - GeMS, Remy, 2004) استفاده شد.

یافته‌ها و بحث**تحلیل آماری داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک**

مشخصات آماری و هیستوگرام داده‌های پیش‌بینی و اعتبارسنجی هدایت هیدرولیکی خاک به ترتیب در جدول ۱ و شکل ۲ می‌آید. هر دو سری از داده‌ها آماره‌ها و توزیع فراوانی مشابهی را نشان می‌دهند. با توجه به جدول ۱، هدایت هیدرولیکی ضریب تغییرات به نسبت بالایی (حدود ۸۰ درصد) در سطح منطقه دارد. آزمون کلموگرف اسمینرف نشان داد توزیع داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک نرمال نیست؛ بلکه داده‌ها از یک توزیع لوگ نرمال تبعیت می‌کنند. برای به‌کارگیری روش SGS، داده‌های خام توسط یک تابع تبدیل استاندارد نرمال به مقادیر نرمال تبدیل شدند. همان‌طور که انتظار می‌رفت، داده‌های تبدیل‌یافته دارای توزیع نرمال با میانگین ۰ و واریانس حدود ۱ بودند.

تحلیل زمین آماری داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک**بررسی همبستگی مکانی داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک**

به منظور تشخیص خودهمبستگی مکانی داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک، نیم‌تغییرنمای تجربی هدایت هیدرولیکی محاسبه شد. از آنجا که اندازه‌گیری هدایت هیدرولیکی خاک بیشتر در امتداد رودخانه انجام گرفت و در جهات دیگر اطلاعاتی موجود نیست، از رفتار نیم‌تغییرنما در جهات مختلف صرف‌نظر شد و فقط نیم‌تغییرنمای یک‌جهته هدایت هیدرولیکی محاسبه و مدل شد. مدل کروی، به منزله بهترین مدل تئوری نیم‌تغییرنما، که برازش خوبی با داده‌های تجربی نیم‌تغییرنما نشان داد، انتخاب شد. بهترین مدل به طور

نمودار پراکنش کسرهای محاسبه‌شده در مقابل مجموعه‌ای از احتمالات p ، که «نمودار صحت»^۱ نامیده می‌شود، می‌تواند برای ارزیابی بصری دقت یک مدل احتمالاتی به کار رود. در یک تخمین خوب، بیشتر نقاط باید بالای خط ۴۵ درجه قرار گیرد؛ یعنی برای اکثر احتمالات p باید $\bar{\xi}(p) > p$.

Deutsch (1997) پیشنهاد کرد برای ارزیابی میزان نزدیکی کسرهای تخمین‌زده‌شده و تئوری می‌توان از معیار خوب بودن (نکویی برازش) $G \in [0,1]$ استفاده کرد:

$$G = 1 - \int_0^1 [3a(p) - 2] [\bar{\xi}(p) - p] dp \quad (\text{رابطه ۶})$$

با شرط:

$$a(p) = \begin{cases} 1 & \text{if } \bar{\xi}(p) \geq p \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

همان‌طور که در رابطه ۶ دیده می‌شود، زمانی که $\bar{\xi}(p) < p$ ، یعنی دقت پایین است، اهمیت انحرافات دو برابر می‌شود؛ زیرا $|3a(p) - 2|$ برابر با ۲ می‌شود به جای ۱ (در مواردی که دقت بالاست به دست می‌آید). اگرچه برای یک مدل احتمالاتی دقیق مقدار واقعی باید به وسیله بازه احتمالاتی بر اساس یک احتمال p مورد انتظار پوشش داده شود، این بازه باید تا جایی که ممکن است باریک باشد تا عدم قطعیت را در مورد آن مقدار کاهش دهد (Goovaerts, 1999). یک شاخص کمی از دامنه تغییرات ccdf واریانس است. بر اساس گوارتس (1999)، آماره U که به صورت میانگین واریانس $N_p=40$ توزیع فراوانی مقادیر شبیه‌سازی‌شده در هر نقطه (نقاط اعتبارسنجی) تعریف می‌شود باید تا حد امکان کوچک باشد. با این حال، آماره U گستره تغییرات ناحیه‌ای ccdf را نشان می‌دهد و اطلاعی از صحت و سقم مدل عدم قطعیت موضعی فراهم نمی‌کند (Goovaerts, 1999). مشخصه دیگر مدل‌های احتمالاتی، که نسبت به آماره U اطلاعات بیشتری فراهم می‌کند، نمودار عرض متوسط بازه‌های احتمالاتی^۲ است که شامل مقادیر واقعی برای یک سری از بازه‌های احتمالاتی p است. عرض متوسط $\bar{W}(p)$ با داشتن یک احتمال p با رابطه ۷ محاسبه می‌شود (Goovaerts, 2001):

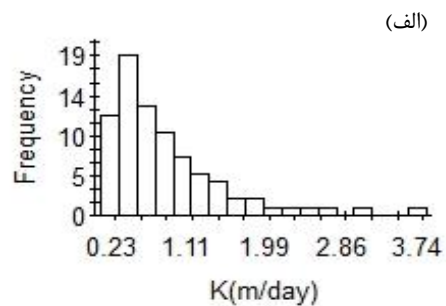
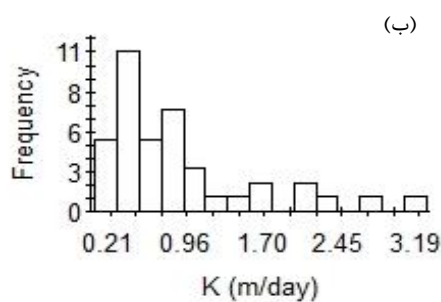
1. Accuracy plot
2. Probability intervals average width

متر به یک حد ثابت (آستانه) $(m/day)^2$ 0.435 می‌رسد. نیم‌تغییرنمای تجربی محاسبه شده برای داده‌های نرمال شده نیز از یک مدل کروی با اثر قطعه‌ای برابر $(m/day)^2$ 0.324 (شکل ۳ ب) پیروی می‌کند. نیم‌تغییرنما دارای آستانه واحد است؛ که فرضیه ایستابی مرتبه دوم را تصدیق می‌کند. علاوه بر آن، فاصله شعاع) تأثیر برای داده‌های نرمال شده تقریباً برابر شعاع تأثیر داده‌های خام است.

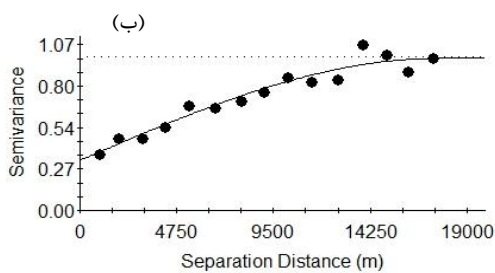
عمده بر اساس مقایسه ضریب همبستگی (R^2) و مجموع مربعات باقی‌مانده (RSS)، که در نرم‌افزار GS+ به صورت توابع پیش‌فرض محاسبه می‌شود، انتخاب می‌شود. شکل ۳ الف نیم‌تغییرنمای تجربی و مدل برازش شده به آن را برای مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک نشان می‌دهد. نیم‌تغییرنمای تجربی نشان می‌دهد داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک همبستگی مکانی نسبتاً بالایی با اثر قطعه‌ای $(m/day)^2$ 0.71 دارند. همچنین نیم‌تغییرنما در یک فاصله تأثیر حدود 18500

جدول ۱. خلاصه آماری داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک مربوط به پیش‌بینی و اعتبارسنجی مدل

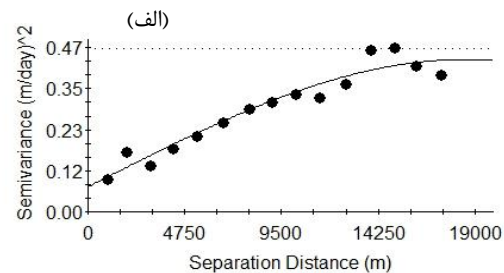
متغیر	تعداد	حداقل (m/day)	حداکثر (m/day)	میانگین (m/day)	انحراف معیار (m/day)	واریانس (m/day) ²	ضریب تغییرات (%)	چولگی	کشیدگی
داده‌های پیش‌بینی	۸۰	۰.۲۳	۳.۷۴	۰.۸۸	۰.۶۸	۰.۴۷	۷۷	۱.۹۱	۴.۰۷
داده‌های اعتبارسنجی	۴۰	۰.۲۱	۳.۱۹	۰.۹۲	۰.۷۴	۰.۵۵	۸۰	۱.۵۱	۱.۵۱



شکل ۲. هیستوگرام داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک (الف داده‌های پیش‌بینی؛ ب داده‌های اعتبارسنجی)



Spherical model ($C_0 = 0.3240$; $C_0 + C = 0.9830$; $A_0 = 17510.00$; $r_2 = 0.940$; $RSS = 0.0386$)



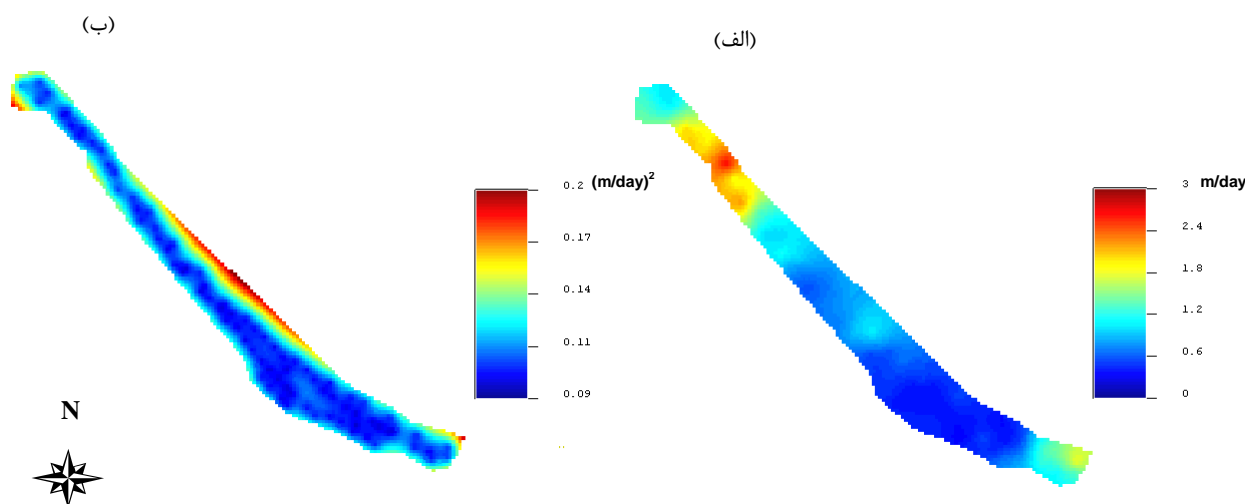
Spherical model ($C_0 = 0.0710$; $C_0 + C = 0.4350$; $A_0 = 18440.00$; $r_2 = 0.9$; $RSS = 0.0125$)

شکل ۳. نیم‌تغییرنمای تجربی (نقاط) و بهترین مدل تئوری برازش شده (خط ممتد) برای (الف) داده‌های خام و (ب) داده‌های نرمال شده هدایت هیدرولیکی اشباع

پیش‌بینی و ارزیابی عدم قطعیت مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک تخمین و شبیه‌سازی احتمالاتی مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک روی یک شبکه منظم، که کل سطح منطقه مطالعه شده را می‌پوشاند، انجام گرفت. نقشه‌های تخمین

کریجینگ معمولی و واریانس تخمین متناظر با آن به ترتیب در شکل‌های ۴ الف و ۴ ب می‌آید. نقشه‌ها نشان می‌دهد روش کریجینگ معمولی به‌وضوح باعث هموارسازی تغییرات هدایت هیدرولیکی اشباع خاک می‌شود. مقادیر کوچک بزرگ‌تر و مقادیر بزرگ کوچک‌تر تخمین زده می‌شوند.

کریجینگ معمولی و واریانس تخمین متناظر با آن به ترتیب در شکل‌های ۴ الف و ۴ ب می‌آید. نقشه‌ها نشان می‌دهد روش کریجینگ معمولی به‌وضوح باعث هموارسازی تغییرات هدایت هیدرولیکی اشباع خاک می‌شود. مقادیر کوچک بزرگ‌تر و مقادیر بزرگ کوچک‌تر تخمین زده می‌شوند.



شکل ۴. نقشه‌های الف) تخمین OK و ب) واریانس تخمین متناظر آن

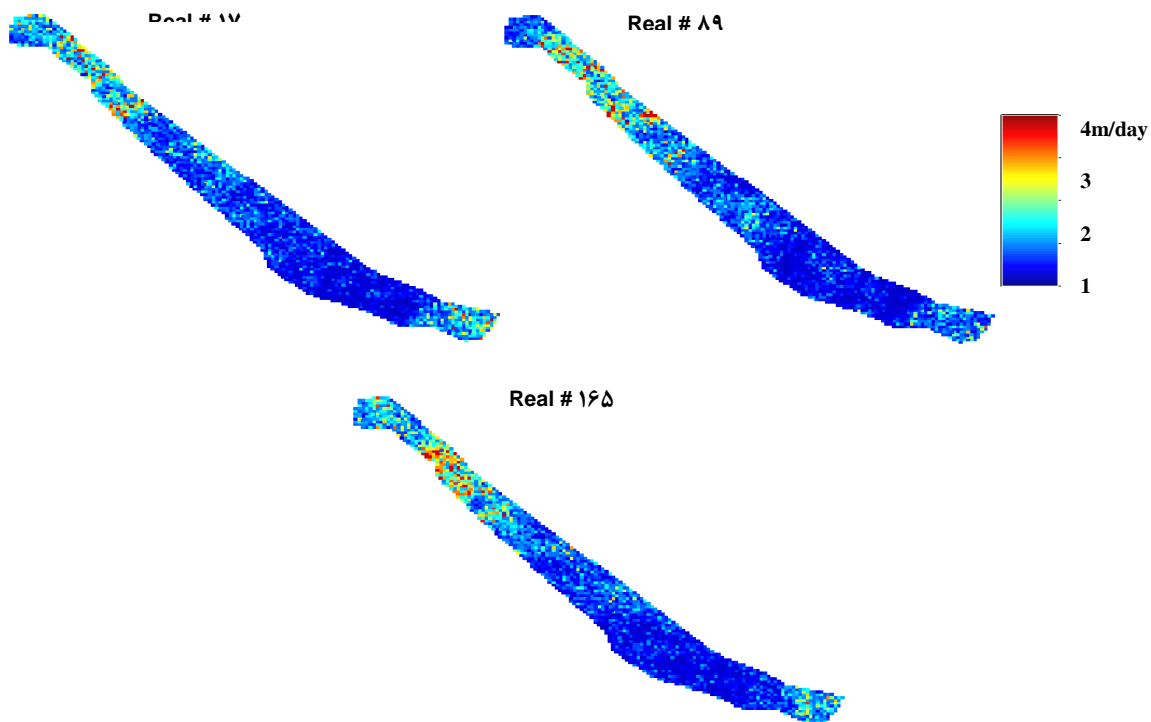
هدایت هیدرولیکی اشباع خاک با حداقل واریانس خطای تخمین است. با وجود این، آماره‌ها و نیم‌تغییرنمای بازتولیدشده به کمک روش کریجینگ برای مقایسه با روش SGS در شکل‌های ۶ و ۷ می‌آید. این شکل‌ها بار دیگر خاصیت هموارسازی روش کریجینگ معمولی را در هیستوگرام بازتولیدشده، با داشتن واریانس $(0.29 \text{ m/day})^2$ در مقایسه با واریانس اعداد واقعی، یعنی $(0.47 \text{ m/day})^2$ ، نشان می‌دهد. در مقابل، هر سه تصویر شبیه‌سازی شده هیستوگرام اعداد واقعی را بهتر از روش کریجینگ بازتولید می‌کند. از طرف دیگر، بازتولید نیم‌تغییرنمای داده‌های هدایت هیدرولیکی اشباع خاک با روش کریجینگ (شکل ۷ الف) نیز چندان خوب نیست؛ زیرا نیم‌تغییرنمای تولیدشده اثر قطعه‌ای بسیار کوچک‌تری نسبت به نیم‌تغییرنمای اولیه دارد؛ که موجب برآورد کمتر تغییرات کوچک مقیاس هدایت هیدرولیکی اشباع خاک می‌شود. در مقابل، مقادیر شبیه‌سازی شده مدل نیم‌تغییرنما را خیلی بهتر بازتولید می‌کند (شکل ۷ ب). با وجود این، اختلافات بسیار کوچکی بین آماره‌های داده‌های اصلی و تصاویر شبیه‌سازی وجود دارد که به آن‌ها «انحرافات»^۱ می‌گویند (Goovaerts, 1997). اهمیت این اختلافات به وسیله فاکتورهای مختلف کنترل می‌شود. این فاکتورها عبارت‌اند از نوع روش شبیه‌سازی، استفاده‌شده، تعداد داده‌های شرطی به‌کاررفته در شبیه‌سازی، پارامترهای مدل نیم‌تغییرنما-مانند اثر قطعه‌ای و شعاع تأثیر- و همچنین اندازه شبکه استفاده‌شده برای شبیه‌سازی؛ مثلاً، روش‌های شبیه‌سازی متوالی، مانند SGS، هیستوگرام و مدل نیم‌تغییرنمای نمونه را به طور متوسط میان تعداد بسیار زیادی

از طرف دیگر، بر اساس شکل ۴ ب واریانس کریجینگ در نقاط نمونه‌برداری شده و جاهایی که داده‌ها به هم نزدیک‌ترند کمترین مقدار را دارد؛ که نشان‌دهنده کم‌تر بودن عدم قطعیت تخمین در این نواحی است. مقادیر بیشتر عدم قطعیت مربوط به محل‌هایی است که با فاصله‌ای دورتر از هم قرار گرفته‌اند و همچنین محل‌هایی که هیچ داده‌ای در آنجا موجود نیست؛ مثل شرق منطقه مطالعه‌شده. این نشان می‌دهد که واریانس تخمین کریجینگ فقط به موقعیت و آرایش داده‌ها و نه مقدار آن‌ها بستگی دارد. بنابراین، نمی‌تواند معیاری قابل اعتماد برای ارائه میزان عدم قطعیت تخمین باشد. برای شبیه‌سازی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک روش SGS، با استفاده از تخمین‌گر کریجینگ ساده و مدل نیم‌تغییرنمای ارقام نرمال شده (شکل ۳ ب)، به کار رفت. ۲۰۰ نقشه با احتمال وقوع یکسان برای توزیع مکانی مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک توسط SGS شبیه‌سازی شد. هر یک از نقشه‌ها به منزله یک حالت تحقیق‌یافته، ولی نامعلوم، از الگوی پراکنش مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک در سطح منطقه در نظر گرفته می‌شود. سه نقشه که به طور تصادفی از بین نقشه‌های ۱ تا ۲۰۰ انتخاب شد، در شکل ۵ می‌آید. این نقشه‌ها الگوی توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک را واقعی‌تر از نقشه‌ای نشان می‌دهند که به روش کریجینگ معمولی (شکل ۴ الف) تهیه شد. با وجود این، قبل از اینکه نقشه‌های تولیدشده بتوانند در تحلیل ریسک و تصمیم‌گیری‌های بعدی به کار روند، توزیع یک‌متغیره و مدل نیم‌تغییرنمای هدایت هیدرولیکی اشباع خاک باید به کمک این نقشه‌ها در یک محدوده آماری مناسب بازتولید شود (شکل‌های ۶ و ۷). هدف کریجینگ بازتولید خلاصه آماری و شکل همبستگی مکانی داده‌های خام نیست، بلکه تخمین مقدار

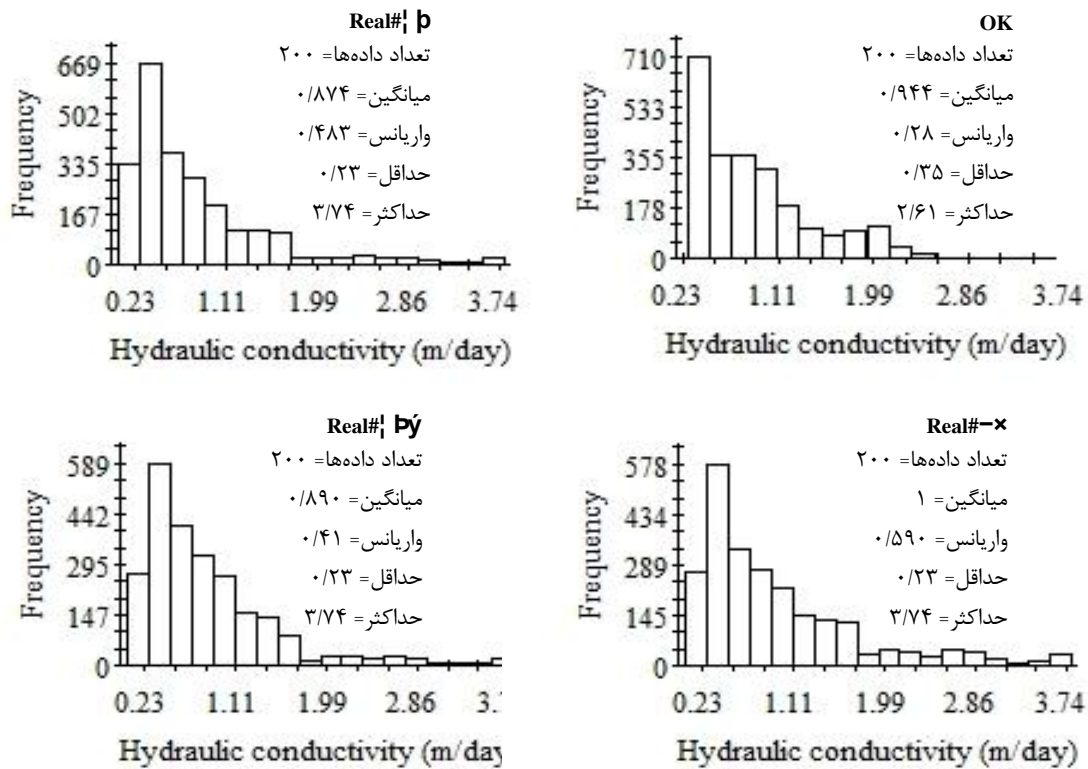
تخمین میزان عدم قطعیت همزمان مکانی، یعنی عدم قطعیتی که همزمان در چندین محل وجود دارد.

۲۰۰ تصویر شبیه سازی شده مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک، با روش SGS، پس پردازش شدند تا نقشه های تخمین نوع E (E-type) و همچنین واریانس شرطی متناظر با آن تولید شود (شکل ۹ الف و ۹ ب). نقشه تخمین نوع E، همان طور که انتظار می رفت، شبیه نقشه حاصل از کریجینگ بود و نشان داد مقادیر زیاد و کم هدایت هیدرولیکی خاک اکثراً به ترتیب در نیمه بالایی و پایینی اراضی مطالعه شده قرار می گیرند. نقشه واریانس شرطی (شکل ۹ ب) نشان می دهد، برخلاف واریانس کریجینگ (شکل ۴ ب)، واریانس شرطی با مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک ارتباط دارد. مقادیر بیشتر عدم قطعیت (ccdf پهن تر) به طور عمده در مناطق بدون آمار یا دارای نمونه هایی با فاصله بیشتر از یکدیگر و نیز در مناطقی که مقادیر بالای هدایت هیدرولیکی اشباع خاک دارد، بیشتر در نیمه بالایی محدوده مطالعه شده، دیده می شود. این مناطق برای اندازه گیری هدایت هیدرولیکی در فواصل نزدیک تر در مطالعات آتی اولویت دارند. از طرف دیگر، مقادیر کمتر عدم قطعیت در مناطقی با نمونه های متراکم تر و همچنین در محل هایی با مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک کوچک، بیشتر در نیمه پایینی منطقه، دیده می شود.

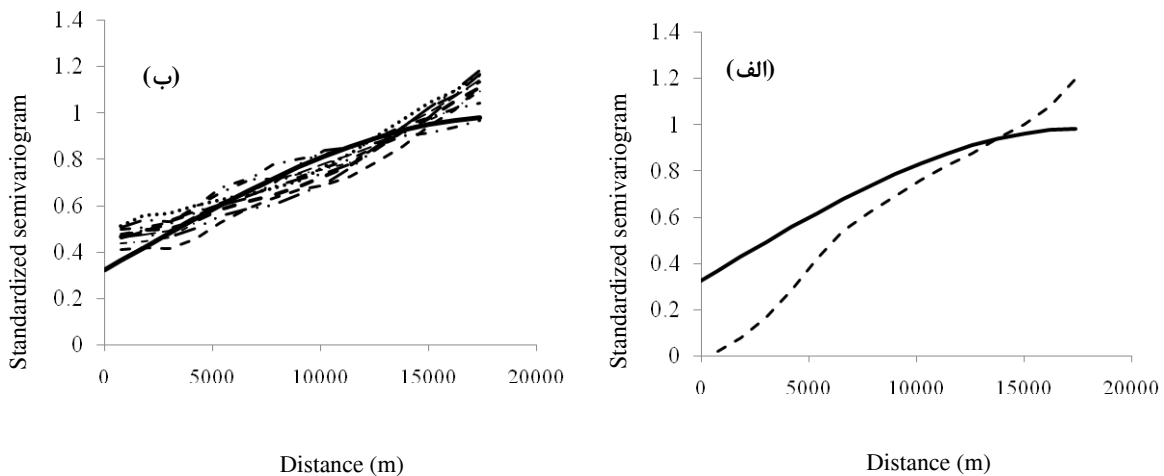
تصاویر شبیه سازی شده باز تولید می کند. همان طور که در شکل ۷ ب دیده می شود، باز تولید مدل نیم تغییر نما به طور متوسط پذیرفتنی است. همچنین، هر چه تعداد داده هایی که ccdf بر اساس آن ها مدل شده است، یعنی داده های شرطی، کمتر باشد، شباهت بین آماره های نمونه واقعی و تصویر شبیه سازی شده کمتر است. آزمون دیگر این است که باز تولید خلاصه آماری داده های هدایت هیدرولیکی خاک در مجموعه ای از تصاویر تولید شده بررسی شود. هر تصویر شبیه سازی شده یک میانگین و واریانس کلی دارد. برای مجموع تصاویر ایجاد شده متوسط میانگین ها و واریانس ها باید به ترتیب برابر میانگین و واریانس نمونه واقعی بشود. در شکل ۸ هیستوگرام میانگین و واریانس ۲۰۰ نقشه شبیه سازی شده ترسیم می شود. متوسط میانگین ها 0.935 m/day و متوسط واریانس ها $(0.518 \text{ m/day})^2$ است. این در حالی است که میانگین و واریانس داده های واقعی به ترتیب 0.88 m/day و $(0.47 \text{ m/day})^2$ است. این نشان می دهد باز تولید خلاصه آماری داده ها نیز رضایت بخش است. نتایج نشان می دهد در مطالعات محیطی، به ویژه زمانی که حفظ تغییرات مکانی مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک به منظور تعیین مناطق مستعد یا غیر مستعد زه دار شدن لازم است، روش شبیه سازی باید بر روش کریجینگ ترجیح داده شود. شبیه سازی همچنین می تواند از طریق اختلافات موجود بین چندین تصویر شبیه سازی شده (Goovaerts, 1997) ابزاری فراهم کند برای



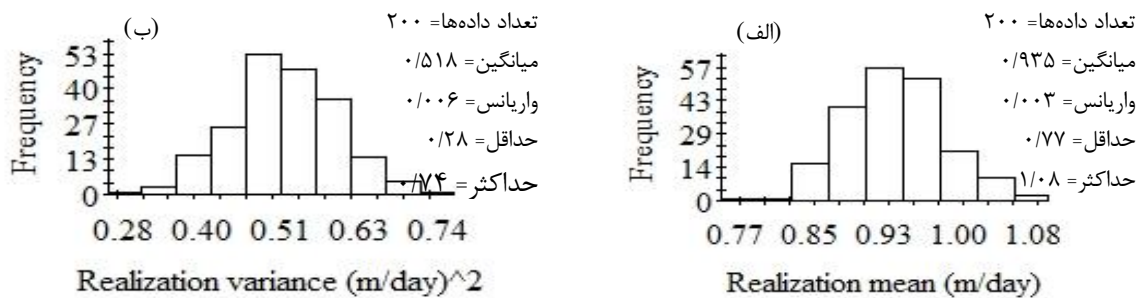
شکل ۵. سه نقشه شبیه سازی شده از پراکنش مقدار هدایت هیدرولیکی تولید شده با روش SGS.



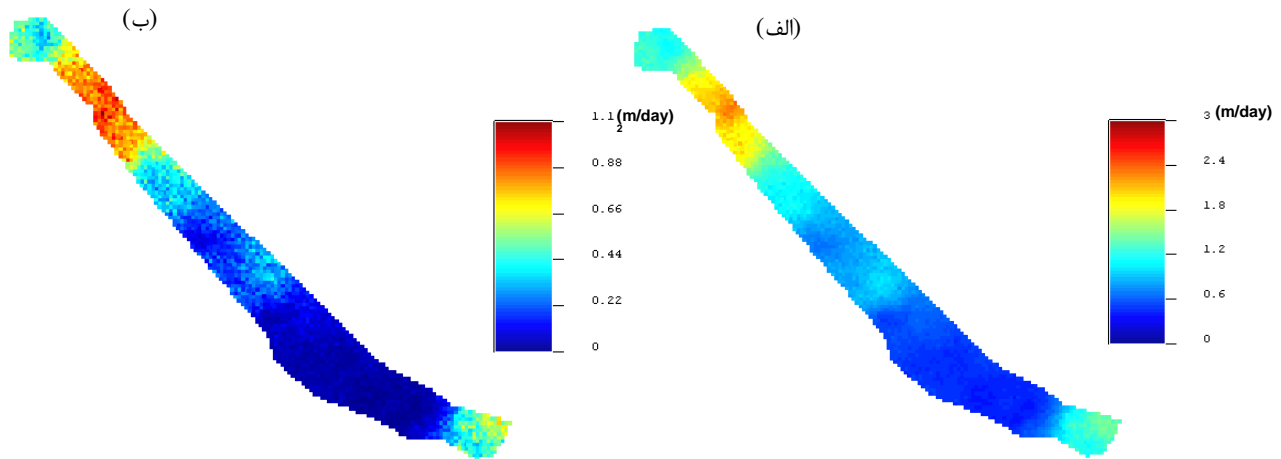
شکل ۶. هیستوگرام نقشه هدایت هیدرولیکی خاک تولیدشده با روش تخمین OK و SGS



شکل ۷. الف) نیم تغییرنمای استاندارد شده هدایت هیدرولیکی اشباع خاک برآورد شده با روش OK و ب) ده نسخه شبیه سازی شده با روش SGS همراه مدل نیم تغییرنمای استاندارد شده داده های خام. خط چین ها نیم تغییرنمای برآورد شده و خط ممتد مدل نیم تغییرنما را نشان می دهد.



شکل ۸. هیستوگرام الف) میانگین ها و ب) واریانس ها مربوط به ۲۰۰ نقشه شبیه سازی شده مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک



شکل ۹. نقشه‌های الف) تخمین نوع E و ب) واریانس متناظر با آن

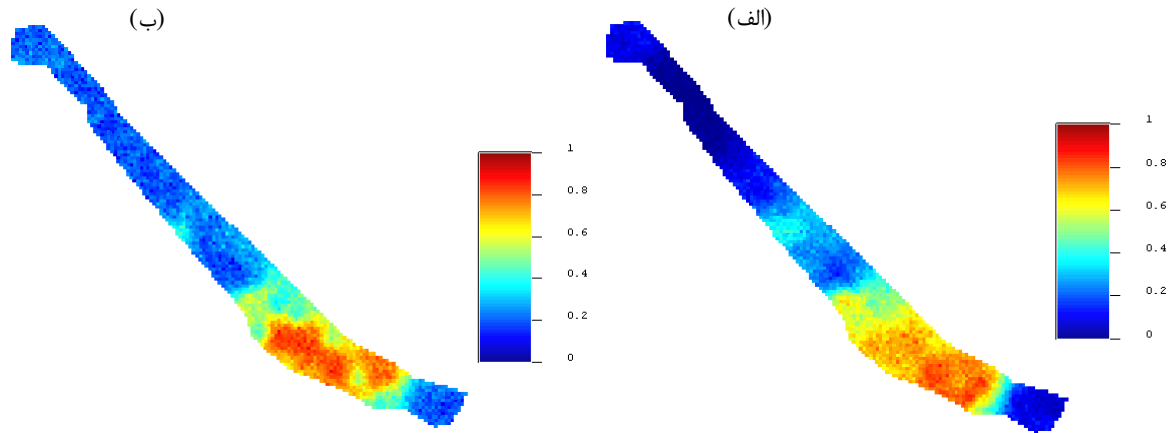
شود (شکل ۱۰ ب). از مقایسه این نقشه و نقشه تولیدشده با روش SGS (شکل ۱۰ الف) این نتیجه به دست می‌آید که هر دو روش پارامتری و غیر پارامتری نقشه‌های احتمال با شکل توزیع مقادیر هدایت هیدرولیکی خاک مشابه تولید می‌کنند؛ ولی درصد مناطقی که در آن‌ها احتمال بیشتر بودن مقدار هدایت هیدرولیکی خاک از حد 0.5 m/day بزرگ‌تر از آستانه احتمال مفروض (0.40) باشد، در هر دو روش متفاوت است. با وجود این، قبل از هرگونه تصمیم‌گیری بر اساس نقشه‌های ریسک تولیدشده، کیفیت مدل‌های عدم قطعیت باید ارزیابی شود. با استفاده از چهل داده مشاهده‌ای هدایت هیدرولیکی اشباع، که برای ارزیابی مدل‌ها کنار گذاشته شده بودند، نمودارهای صحت و آماره‌های نکویی برای هر دو روش شبیه‌سازی محاسبه شد که در شکل ۱۱ می‌آید. در روش SGS بیشتر نقاط بالای خط ۴۵ درجه قرار گرفتند که نشان‌دهنده صحت این مدل است. با وجود این، اختلاف نقاط از خط ۴۵ درجه برای روش SIS کمتر از روش SGS است. بنابراین، بیشترین مقدار شاخص نکویی (G) برای روش SIS به دست آمد. نه تنها مقدار واقعی هدایت هیدرولیکی خاک باید در محدوده حدود احتمال طبق احتمال مورد انتظار p باشد، بلکه این حدود (فاصله) باید تا جایی که ممکن است باریک باشد تا میزان عدم قطعیت را برای آن مقدار کاهش دهد. برای آزمون این مطلب، آماره U ، یعنی متوسط واریانس $ccdf$ ۴۰ تخمین زده شده برای هر روش، محاسبه شد که مقادیر آن برای SGS و SIS به ترتیب 0.3 و 0.37 است. با این حال، آماره U چندان قوی نیست و فقط پخشیدگی کلی $ccdf$ را تعیین می‌کند. برای برطرف کردن این مشکل، نمودار عرض فاصله احتمالاتی، همان‌طور که پیشتر توضیح داده شده، تولید شد. شکل ۱۰ ب نشان می‌دهد برای SGS فواصل احتمالاتی باریک‌ترند. به طور خلاصه، بر اساس همه معیارهای

پهنه‌بندی احتمال عدم تجاوز مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از یک آستانه مشخص

یکی از اهداف اصلی این تحقیق ارزیابی این احتمال است که مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از یک حد آستانه مشخص، که در آن حد زون‌بندی اراضی مورد مطالعه از نظر فاصله بین زهکش‌ها تغییر کند، تجاوز نکند. چنین احتمالی با استفاده از نقشه‌های شبیه‌سازی شده، که احتمال وقوع یکسان دارند، و با محاسبه درصدی از نقشه‌های تولیدشده، که در آن مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از حد آستانه تعیین شده تجاوز نکند، به دست می‌آید. احتمالات محاسبه شده به روش SGS برای حد بحرانی 0.5 m/day هدایت هیدرولیکی اشباع خاک در شکل ۱۰ الف ترسیم می‌شود. نقشه ۱۰ الف نشان می‌دهد مناطق با مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک زیر 0.5 m/day به احتمال زیاد (احتمال بیش از ۹۰ درصد) در نیمه پایینی سطح مطالعه شده، که آنجا مقادیر مشاهده شده هدایت هیدرولیکی اشباع خاک نیز کم است، دیده می‌شود. در مقابل، چنین اتفاقی بعید است در جنوب شرقی و نیمه بالایی منطقه مطالعه شده رخ دهد (شکل ۱۰ الف). از طرفی، احتمالات شرطی می‌تواند با سایر روش‌ها، مانند SIS، نیز به دست آید. در این روش، داده‌های هدایت هیدرولیکی خاک ابتدا به مقادیر شاخص (کد ۱ یا ۰) با استفاده از نه حد مشخص، که بر اساس نه‌دهک توزیع فراوانی داده‌های واقعی هدایت هیدرولیکی خاک انتخاب شده‌اند، تبدیل می‌شوند. سپس، نیم‌تغییرنماهای شاخص متناظر محاسبه و بهترین مدل بر آن‌ها برازش می‌شود. پارامترهای نیم‌تغییرنماهای شاخص در جدول ۲ می‌آید. با استفاده از این پارامترها، ۲۰۰ نقشه شبیه‌سازی شده هدایت هیدرولیکی خاک به وسیله روش SIS تولید و پس‌پردازش شد تا نقشه احتمالاتی عدم افزایش هدایت هیدرولیکی خاک از حد 0.5 m/day تولید

متضمن بازتولید هیستوگرام داده‌های هدایت هیدرولیکی خاک، مشابه آنچه روش SGS انجام می‌دهد، نیست.

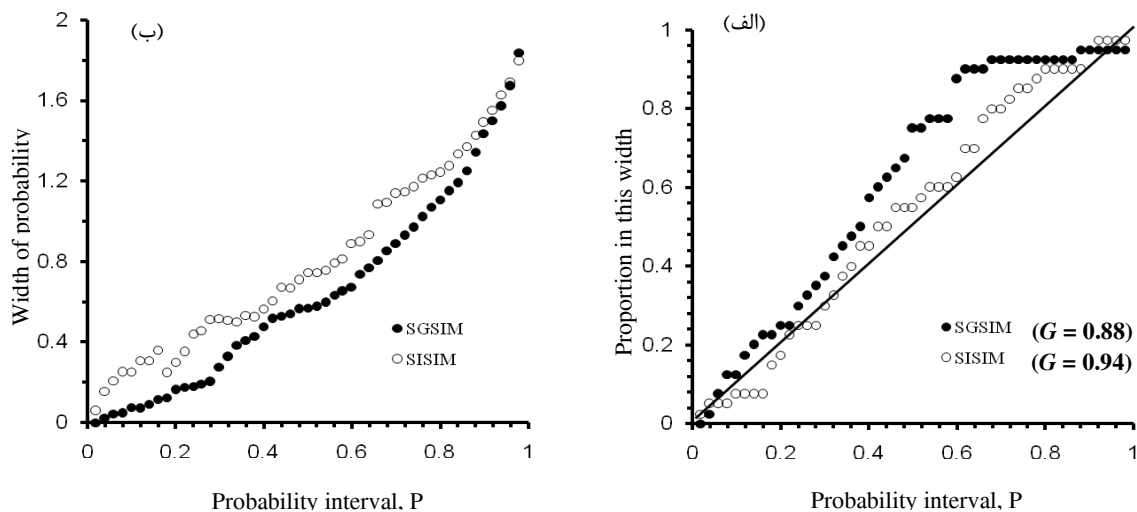
عملکرد، به نظر می‌رسد در مدل کردن میزان عدم قطعیت موضعی مدل پارامتری SGS مناسب‌تر از SIS عمل می‌کند. از طرفی SIS به پارامترها و زمان عملیاتی بیشتری نیاز دارد و



شکل ۱۰. نقشه احتمال عدم تجاوز هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از حد ۰٫۵ متر بر روز تولیدشده به روش الف (SGS و ب) SIS

جدول ۲. مشخصات نیم‌تغییرنماهای شاخص داده‌های هدایت هیدرولیکی خاک

درصد فراوانی	ساختار مدل	اثر قطعه‌ای $(m/day)^2$	آستانه $(m/day)^2$	دامنه تأثیر (m)
۱۰	خطی	۰٫۰۹۸	۰٫۰۹۸	۱۷۳۰۰
۲۰	خطی	۰٫۱۶۵	۰٫۱۶۵	۱۷۳۰۰
۳۰	نمایی	۰٫۱۱۱	۰٫۲۲۳	۷۲۰۰
۴۰	کروی	۰٫۰۷۹	۰٫۲۹۳	۱۴۵۰۰
۵۰	کروی	۰٫۰۸۷	۰٫۲۹۲	۱۵۵۰۰
۶۰	کروی	۰٫۰۸۲	۰٫۲۸۰	۱۸۲۰۰
۷۰	کروی	۰٫۰۵۲	۰٫۲۲۷	۱۷۰۰۰
۸۰	کروی	۰٫۰۴۹	۰٫۲۴۹	۳۹۶۰۰
۹۰	کروی	۰٫۰۲۵	۰٫۱۲۱	۳۸۸۰۰



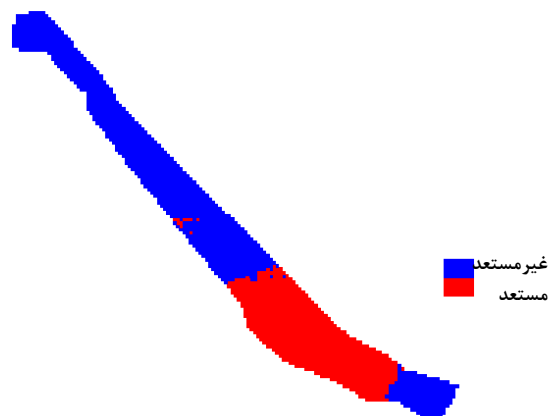
شکل ۱۱. الف) نمودار صحت و شاخص نکویی (G) و ب) عرض بازه احتمال در مقابل احتمال p برای هر دو روش شبیه‌سازی

نتیجه گیری

در این تحقیق به پیش بینی الگوی پراکنش مکانی مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک و ارزیابی عدم قطعیت مقادیر تخمین زده شده در منطقه خیرآباد خوزستان پرداخته شد. برای این منظور روش های شبیه سازی احتمالاتی زمین آماری به کار رفت و نتایج با نتایج حاصل از روش سنتی کریجینگ معمولی مقایسه شد. نتایج نشان داد برخلاف روش کریجینگ معمولی، که فقط یک نقشه، بر اساس نیل به حداقل واریانس تخمین، تولید می شود، روش شبیه سازی متوالی چندین نقشه با احتمال وقوع یکسان تولید می کند که هر یک می تواند به تنهایی به منزله حالتی تحقق یافته از الگوی توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک در سطح منطقه مورد مطالعه محسوب شود. در زمینه عدم قطعیت، نتایج به دست آمده در این تحقیق نشان داد واریانس کریجینگ تغییرات کمتری نسبت به واریانس شرطی حاصل از روش های شبیه سازی دارد و از طرفی می توان ارتباطی بین واریانس شرطی و مقادیر داده های هدایت هیدرولیکی خاک یافت. واریانس کریجینگ مستقل از مقادیر داده ها است. بنابراین، محدودیت زیادی در استفاده از آن وجود دارد. عملکرد روش شبیه سازی متوالی گوسی (SGS) در مدل کردن عدم قطعیت موضعی مقادیر هدایت هیدرولیکی اشباع خاک با روش غیر پارامتری شبیه سازی متوالی شاخص (SIS) مقایسه شد. نتایج به دست آمده بر اساس نمودارهای صحت و نمودارهای عرض فاصله احتمال نشان داد مدل عدم قطعیت به دست آمده توسط SGS دقیق تر از مدل به دست آمده توسط روش SIS است. از طرفی، نقشه احتمال تولید شده می تواند در فرایندهای تصمیم گیری، مانند مشخص کردن نواحی مستعد زه دار شدن، به کار رود. نقشه های هدایت هیدرولیکی به دست آمده در این تحقیق می توانند به مثابه ورودی در مدل های شبیه سازی حرکت آب و آلاینده ها در خاک برای مطالعه سناریوهای مختلف مدیریت و اصلاح اراضی به کار روند. خاصیت هموارسازی کریجینگ اجازه بازتولید تغییرات کوچک مقیاس خصوصیات خاک را نمی دهد. بنابراین، نقشه های شبیه سازی شده می توانند به جای نقشه های کریجینگ، برای محفوظ نگه داشتن تغییرات واقعی متغیرها، استفاده شوند. علاوه بر آن، با اجرای مدل مورد نظر توسط تعداد زیادی نقشه شبیه سازی شده از متغیرهای ورودی می توان میزان عدم قطعیت متغیر خروجی مدل را، که از دانش ناقص بشر درباره ورودی ها سرچشمه می گیرد، ارزیابی کرد.

کاربرد نقشه ریسک (احتمال) در طراحی زهکش

ارزیابی ریسک اینکه مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از حد آستانه ای تجاوز نکند که ممکن است باعث زه دار شدن جدی خاک شود بسیار مهم است؛ به خصوص در طراحی سیستم های زهکشی و تصمیم گیری های مهم، مانند تعیین مناطق مستعد یا غیر مستعد زه دار شدن که نیاز به بررسی و مدیریت بهتر دارند. البته مسلم است برای تعیین مناطق نیازمند زهکشی عوامل مختلفی مانند خصوصیات لایه بندی خاک، عمق لایه غیر قابل نفوذ، اطلاعات مربوط به نوسانات سطح ایستابی، و کیفیت آب زیرزمینی در منطقه نیز به طور هم زمان باید بررسی شوند. با وجود این، در صورت یکسان بودن شرایط خاک و آب، رسم نقشه های احتمال هدایت هیدرولیکی می تواند در اولویت بندی مناطق مشکل دار و در نتیجه بهینه سازی سرمایه گذاری در این بخش بسیار سودمند باشد. در این زمینه، نقشه احتمال رسم شده در شکل ۱۰ نشان می دهد که بخش زیادی از اراضی واقع در نیمه پایینی منطقه مطالعه شده به احتمال زیاد دارای هدایت هیدرولیکی کمتر از 0.5 m/day هستند. بنابراین، از لحاظ سهولت حرکت آب در خاک در کلاس ضعیف قرار می گیرند. این مناطق برای طراحی زهکشی یا طراحی زهکش ها با فواصل کمتر، در صورت نیاز، اولویت دارند. با انتخاب آستانه احتمال 0.43 و بر اساس نقشه 10 الف، اراضی منطقه مطالعه شده به دو بخش مستعد و غیر مستعد زه دار شدن تقسیم شد (شکل ۱۲). انتخاب آستانه احتمال مناسب در بسیاری موارد تصمیمی سیاسی و سلیقه ای و با اعمال نظر شخصی همراه است که از موضوع زمین آماری خارج است. بر اساس منابع موجود (Goovaerts, 1997; Delbaeri et al., 2010) در این تحقیق، احتمال زه دار شدن مارجینال (0.4) برای تعیین و شناسایی مناطق مستعد زه دار شدن انتخاب شد. این احتمال برابر با کسری از تعداد مشاهدات هدایت هیدرولیکی اشباع خاک است که مقدار هدایت هیدرولیکی آن ها زیر حد تعیین شده (m/day) 0.5 است و از روی هیستوگرام داده ها (شکل ۲) محاسبه شده است.



شکل ۱۲. طبقه بندی اراضی مطالعه شده به مناطق مستعد و غیر مستعد بر اساس نقشه احتمال هدایت هیدرولیکی (شکل ۱۰ الف)

REFERENCES

- Anonymous. (1996). Soil layering instructions for drainage studies. The deputy of technical affairs. Research and technical standards office, 153.
- Anonymous. (2005). Irrigation and drainage studies report of Kheiyabad plain; preliminary stage. Dezab advisor engineering company.
- Afrasiab, P. and Delbari, M. (2013). Assessing the risk of soil vulnerability to wind erosion through conditional simulation of soil water content in Sistan plain, Iran. *Environmental Earth Sciences*, 70(6), 2895-2905.
- Bourennane, H., King, D., Couturier, A., Nicoullaud, B., Mary, B., and Richard, G. (2007). Uncertainty assessment of soil water content spatial patterns using geostatistical simulations: An empirical comparison of a simulation accounting for single attribute and a simulation accounting for secondary information. *Ecological Modelling*, 205, 323-335.
- Castrignano, A. and Buttafuoco, G. (2004). Geostatistical stochastic simulation of soil water content in a forested area of south Italy. *Biosystems Engineering*, 87, 257-266.
- Delbari, M., Afrasiab, P., and Loiskandl, W. (2009). Using sequential Gaussian simulation to assess the field-scale spatial uncertainty of soil water content. *Catena*, 79, 163-169.
- Delbari, M., Khayat Kholghy, M., and Mahdian, M. H. (2004). Evaluation of geostatistical methods for estimating soil hydraulic conductivity in Shib-Ab and Posht-Ab Payeen in Sistan plain. *Iranian Journal of Agricultural Sciences*, 35(1), 1-12 (in Farsi).
- Delbari, M., Loiskandl, W., and Afrasiab, P. (2010). Uncertainty assessment of soil organic carbon content spatial distribution using geostatistical stochastic simulation. *Australian Journal of Soil Research*, 48, 27-35.
- Deutsch, C. V. (1997). Direct assessment of local accuracy and precision. In: Baafi, E.Y., Schofield, N. A. (Eds.), *Geostatistics Wollongong '96*. Kluwer Academic Publishing, Dordrecht, pp. 115-125.
- Deutsch, C. V. and Journel, A. G. (1998). *GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide*. Second Edition, Oxford University Press, New York, 369 p.
- Eggleston, J. R., Rojstaczer, S. A., and Peirce, J. J. (1996). Identification of Hydraulic Conductivity Structure in Sand and Gravel Aquifers: Cape Cod Data Set. *Water Resources Research*, 32(5), 1209-1222.
- Englund, E. J. (1993). Stochastic simulation: environmental applications. In Goodchild, M. F., B. O. Parks, and L. T. Steyaert, (Eds.). *Environmental modeling with GIS*. Oxford Press, New York, 432-437.
- Goovaerts, P. (1997). *Geostatistics for natural resources evaluation*. Oxford University Press, New York, 483 p.
- Goovaerts, P. (1999). Impact of the simulation algorithm, magnitude of ergodic fluctuations and number of realizations on the spaces of uncertainty of flow properties. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 13, 161-182.
- Goovaerts, P. (2001). Geostatistical modeling of uncertainty in soil science. *Geoderma*, 103, 3-26.
- Gupta, N., Rudra, R. P., and Parkin, G. (2006). Analysis of spatial variability of hydraulic conductivity at field scale. *Canadian Biosystems Engineering*, 48, 1.55: 1.62.
- Heuvelink, G. B. M. and Webster, R. (2001). Modeling soil variation: past, present and future. *Geoderma*, 100, 269-301.
- Hosseini, E., Gallichand, J., and Caron, J. (1993). Comparison of several interpolators for smoothing hydraulic conductivity data in South West Iran. *Transactions of the ASAE* 36(6), 1687-1693.
- Isaaks, E. H. and Srivastava, R. M. (1989). *An introduction to applied geostatistics*. Oxford University Press, New York, 561 p.
- Journel, A. G. and Huijbregts, C. J. (1978). *Mining geostatistics*. Academic Press, New York, 600 p.
- Jang, Ch-Sh. and Liu, Ch-W. (2004). Geostatistical analysis and conditional simulation for estimating the spatial variability of hydraulic conductivity in the Choushui River alluvial fan, Taiwan. *Hydrol. Process.* 18, 1333-1350.
- Juang, K. W., Chen, Y. S., and Lee, D. Y. (2004). Using sequential indicator simulation to assess the uncertainty of delineating heavy-metal contaminated soils. *Environmental Pollution*, 127, 229-238.
- Moustafa, M. M. (2000). A geostatistical approach to optimize the determination of saturated hydraulic conductivity for large-scale subsurface drainage design in Egypt. *Agricultural Water Management* 42, 291-312.
- Pachepsky, Y. and Acock, B. (1998). Stochastic imaging of soil parameters to assess variability and uncertainty of crop yield responses. *Geoderma*, 85, 213-229.
- Pallant, J. (2010). *SPSS Survival Manual: A Step by Step Guide to Data Analysis Using SPSS*. Open University Press, 361 p.
- Remy, N. (2004). *S-GeMS: Geostatistical Earth Modeling Software: User's Manual*.
- Robertson, G. P. (2000). *GS+: Geostatistics for the environment sciences. GS+ User's Guide Version 5: Plainwell*, Gamma design software, 200 p.
- Rossi, R. E., Borth, P. W., and Tollefson, J. J. (1993). Stochastic simulation for characterizing ecological spatial patterns and appraising risk. *Ecological Applications*, 3, 719-735.
- Webster, R. and Oliver, M. A. (2001). *Geostatistics for Environmental Scientists*. London, UK: John Wiley and Sons Ltd.