

شبیه‌سازی عمقی شوری خاک با استفاده از زنجیره مارکف در باغات پسته اردکان

روح‌اله تقی‌زاده‌مهرجردی^{۱*}، ابوالحسن فتح‌آبادی^۲، سمیه آسمانی^۳

۱. استادیار، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه اردکان

۲. استادیار، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی گنبد کاووس

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه اردکان

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۶ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۱۲/۲۲)

چکیده

در این تحقیق با استفاده از زنجیره مارکف مرتبه اول اقدام به شبیه‌سازی مقادیر شوری در نه عمق و ده کلاس شوری در پسته‌زارهای شهرستان اردکان گردید. با استفاده از ماتریس احتمال انتقال، توزیع یکنواخت و تابع کرنل اقدام به شبیه‌سازی ۵۰۰۰۰ هزار پروفیل گردید. نتایج نشان داد در حالتی که از تابع کرنل برای شبیه‌سازی استفاده گردید نسبت به حالتی که از توزیع یکنواخت جهت تولید داده‌های مصنوعی استفاده گردید خصوصیات آماری (از قبیل میانگین، انحراف معیار، کشیدگی و چولگی) داده‌های شبیه‌سازی شده بیشتر شبیه داده‌های مشاهده‌ای بودند. همچنین در حالتی که شبیه‌سازی از عمق به سطح نسبت به حالتی که شبیه‌سازی از سطح به عمق صورت گرفت عملکرد مدل بهتر می‌باشد. به‌طور کلی رویکرد شبیه‌سازی با استفاده از زنجیره مارکف قادر است روابط بین کلاس‌های مختلف را به‌خوبی در شبیه‌سازی در نظر بگیرد.

واژه‌های کلیدی: تابع کرنل، ماتریس احتمال انتقال، توزیع یکنواخت

مقدمه

شوری خاک یکی از معضلات مهم زیست‌محیطی است که نه تنها موجب کاهش میزان عملکرد محصولات زراعی می‌شود، بلکه موجب تشدید بیابان‌زایی در عرصه‌های منابع طبیعی می‌گردد. مشکل همیشگی در توسعه خاک‌های مناطق خشک و نیمه‌خشک تجمع نمک‌های محلول است که محصولات زراعی در حال رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از میزان محصول می‌کاهد و یا حتی در موارد شدید تمام محصول را از بین می‌برد. آگاهی از میزان شوری خاک و تغییرات عمقی آن نقش مؤثری در مدیریت منابع آب و خاک هر کشور دارد و با استفاده از اطلاعات به‌نگام خاک هر منطقه می‌توان کمک زیادی به مطالعه روند شور شدن خاک و کاهش بیابان‌زایی نمود (Akramkhanov *et al*, 2011).

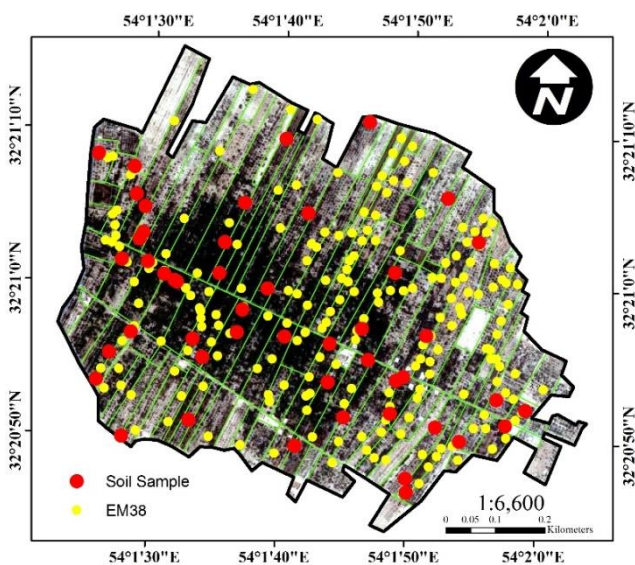
روش‌های مختلفی برای شبیه‌سازی متغیرهای پیوسته و گسسته خاک‌شناسی وجود دارد. خیلی از این روش‌ها از واریوگرام برای شبیه‌سازی استفاده می‌کنند (Journel and Isaaks, 1984; Bierkens and Weerts, 1994; Deutsch, 1998). به‌عنوان مثال، در دو دهه اخیر، روش‌های شبیه‌سازی

شرطی زمین‌آماری (کریجینگ شاخص معمولی) مورد استفاده قرار گرفته است تا متغیرهای پیوسته (دارای حد) و متغیرهای گسسته ساده (دوتایی) را شبیه‌سازی کنند (Weissmann and Fogg, 1999; Goovaerts, 1997). اگرچه، برای شبیه‌سازی متغیرهای گسسته چندتایی بر پایه داده‌های واقعی، استفاده از روش‌های زمین‌آماری سنتی دارای محدودیت می‌باشد (Bogaert, 2002). چون این روش‌ها همبستگی بین متغیرهای کیفی را در نظر نمی‌گیرند و همچنین این‌ها روش‌های خطی هستند و ثابت شده است برای اهداف کاربردی دارای نواقصی می‌باشند (Goovaerts, 1996). به علت این‌که اغلب شبیه‌سازی‌های خطی تغییرات متغیر هدف را در فواصل کم و غیرواقعی ایجاد می‌کنند (Deutsch, 1998). در مطالعات اخیر، جهت شبیه‌سازی متغیرهای گسسته از داده واقعی از روش کریجینگ شاخص فرمولی معرفی شده توسط Journel (1983) استفاده کرده‌اند (Kyriakidis and Dungan, 2001; Miller and Franklin, 2002). در این روش نیز باید از ارتباط همبستگی بین متغیرهای کیفی صرف‌نظر شود.

در روش‌های دیگر شبیه‌سازی از واریوگرام و خودهمبستگی جهت مدل‌سازی ساختار مکانی استفاده نمی‌شود بلکه بر اساس احتمالات شرطی و محاسبه ماتریس احتمال انتقال پایه‌گذاری شده‌اند. مزیت احتمالات شرطی نسبت به

* نویسنده مسئول: rtaghizadeh@ardakan.ac.ir

دقیقه تا ۵۴ درجه و سه دقیقه شرقی و عرض‌های جغرافیایی ۳۲ درجه و ۲۰ دقیقه تا ۳۲ درجه و ۲۲ دقیقه شمالی واقع شده است. بافت غالب خاک در نقاط مختلف این منطقه لوم شنی، لوم رسی و لوم است. منبع آبیاری در این منطقه یک حلقه چاه عمیق با دبی تقریبی ۲۵ لیتر در ثانیه است که در مجاورت باغات پسته قرار گرفته است. نتایج خصوصیات شیمیایی آب آبیاری نشان می‌دهد که هدایت الکتریکی آن ۱۲/۰۶ دسی زیمنس بر متر بوده و نسبت جذب سدیم آب نیز ۳۳/۰۴ است که نشان‌دهنده شور-سدیمی بودن آب آبیاری در این منطقه است (Rahimian et al, 2014).



شکل ۱- منطقه مورد مطالعه و توزیع مکانی نمونه‌های برداشت‌شده از خاک و قرائت‌های دستگاه القاگر الکترومغناطیس

نمونه‌برداری

جهت نمونه‌برداری بهینه از منطقه مورد مطالعه، در ابتدا با استفاده از دستگاه القاگر الکترومغناطیس تعداد ۲۵۲ قرائت در دو حالت عمودی و افقی انجام گرفت. سپس نقاط با استفاده از کریجینگ معمولی با واریوگرام محلی به لایه‌های پیوسته تبدیل گردید (Taghizadeh-Mehrjardi et al, 2014). در مرحله بعد نقشه‌های هدایت الکتریکی ظاهری (در دو حالت) به دست آمده جهت تعیین نقاط نمونه‌برداری از خاک با استفاده از تکنیک هایپرکیوب استفاده گردید (Minasney and McBratney, 2006). در هر محل مشخص شده توسط تکنیک هایپرکیوب، از عمق‌های ۰-۳۰، ۳۰-۶۰ و ۶۰-۹۰ سانتی‌متری نمونه‌برداری از خاک انجام گرفت. پس از آماده‌سازی نمونه‌ها (خشک شدن و الک کردن) هدایت الکتریکی در عصاره اشباع اندازه‌گیری شد. در نهایت شوری خاک در سه عمق نمونه‌برداری شده با استفاده از توابع عمق اسپیلاین به نه عمق استاندارد (پروژه جهانی

روش‌های دیگر سادگی تفسیر آن‌ها نسبت به واریوگرام است (Li and Zhang, 2005). اولین روش که همبستگی بین متغیرهای کیفی در آن‌ها در نظر گرفته شده است روش‌های زمین‌آماری شاخص بر پایه ماتریس همبستگی انتقال می‌باشد (Carle and Fog, 1997). در این روش ماتریس همبستگی انتقال جایگزین واریوگرام در کریجینگ شاخص می‌شود تا مدل بتواند به‌نوعی همبستگی بین متغیرهای کیفی را در نظر بگیرد. این روش در زمین‌شناسی جهت شبیه‌سازی سه‌بعدی رخساره‌ها استفاده شده است (Marsily et al, 2005). حداکثر آنتروپی بیز پیشنهاد شده توسط Christakos (1990) به‌عنوان دومین روش شبیه‌سازی می‌باشد. از این روش جهت مدل‌سازی و شبیه‌سازی داده‌های گسسته استفاده شده و آن را دقیق‌تر از روش کریجینگ شاخص معرفی کرده‌اند (D'Or and Bogaert, 2004). محققین بیان داشتند که حداکثر آنتروپی بیز نسبت به کریجینگ شاخص دارای عدم قطعیت کمتری می‌باشد. سومین روش شبیه‌سازی که همبستگی بین متغیرهای کیفی در آن‌ها در نظر گرفته شده است، روش زنجیره مارکف می‌باشد (Li et al, 2004). موفقیت این روش توسط پژوهشگران مختلفی تأیید شده است (Li and Zhang, 2005; Li, 2006; Elfeki and Dekking, 2001).

پسته در استان یزد از جمله گیاهانی است که به دلیل آستانه تحمل مناسب به شوری و خشکی سطح وسیعی را در بین محصولات باغی استان بخصوص شهرستان اردکان به خود اختصاص داده است و به‌عنوان منبع اصلی درآمد باغداران در بسیاری از مناطق این استان محسوب می‌شود. در مناطق کویری گیاه پسته به‌عنوان بادشکن نیز می‌تواند مورد توجه باشد و از پیشروی شن‌های روان به مناطق مسکونی و مزارع جلوگیری کند؛ اما امروزه به دلیل کاهش چشمگیر منابع آبی و بروز خشک‌سالی‌های پی‌درپی در گستره وسیعی از این استان، مشکل شور شدن خاک و کاهش عملکرد پسته بیش‌ازپیش حس می‌شود؛ بنابراین لازم است در اولین گام جهت مدیریت بهینه منابع آب‌وخاک اطلاع از وضعیت میزان شوری خاک با تعداد محدودی نمونه خاک داشته باشیم. در این پژوهش سعی شده است تا از روش زنجیره مارکف جهت شبیه‌سازی عمقی شوری خاک در باغات پسته اردکان استفاده گردد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

این مطالعه در قسمتی از باغات پسته شمال اردکان در استان یزد انجام شده است (شکل ۱). وسعت منطقه مورد مطالعه ۶۲ هکتار می‌باشد که در بین طول‌های جغرافیایی ۵۴ درجه و یک

تخمین زده شود. اگر $n_{i,j}$ تعداد انتقالات از حالت i به حالت j در یک توالی از داده‌های مشاهداتی (که در این تحقیق مقادیر مختلف از شوری در عمق‌های مختلف پروفیل) باشد تخمین درست‌نمایی حداکثر از احتمالات انتقال به صورت رابطه (۳) است:

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{j=1}^k n_{ij}} \quad (\text{رابطه ۳})$$

احتمالات انتقال هر حالت بین صفر و یک متغیر است. جمع احتمالات انتقال در هر ردیف برابر با یک می‌شود؛ که رابطه ریاضی آن به صورت رابطه (۴) است.

$$\sum_{j=1}^k P_{ij} = 1 \quad (\text{رابطه ۴})$$

رویکرد شبیه‌سازی

در این تحقیق برای شبیه‌سازی بهتر داده‌ها با بررسی هیستوگرام تمام داده‌های مشاهداتی مقادیر مختلف شوری اندازه‌گیری شده به کلاس‌های مختلف شوری تقسیم‌بندی گردیدند. در این قسمت دامنه هر حالت و مرز بالا و پایین آن طوری تعیین گردیدند که حداقل ۱۹ تا ۲۰ داده در هر کلاس شوری قرار گرفتند. در گام بعدی با در نظر گرفتن اولین عمق تعداد حالات انتقال از اولین عمق به عمق بعدی و به ترتیب به عمق‌های پایین‌تر شمارش گردیدند و در نهایت ماتریس احتمال انتقال برای هر عمق به غیر از عمق اول تشکیل گردید. برای عمق اول فقط تعداد کلاس‌های شوری و احتمالات هر کلاس محاسبه گردید. در گام بعدی برای هر عمق ماتریس احتمال انتقال تجمعی (که برای هر سطر مقادیر تجمعی هر سطر محاسبه می‌شود) محاسبه شد. پس از محاسبه ماتریس احتمال انتقال تجمعی مقادیر تصادفی با استفاده از توزیع یکنواخت تولید گردید. با استفاده از اولین داده تولیدشده و مقادیر تجمعی احتمالات اولین عمق، کلاس شوری اولین عمق تعیین گردید. با در نظر گرفتن کلاس شوری اولین عمق و ماتریس احتمال تجمعی دومین عمق عدد تصادفی دوم تولید می‌گردد. در ماتریس احتمال انتقال تجمعی دومین عمق سطر مربوط به کلاس شوری اولین عمق را در نظر گرفته و دومین عدد تصادفی تولیدشده با مقادیر این سطر مقایسه می‌گردد در این سطر که دارای k عضو بود (K کلاس شوری در نظر گرفته شده که در این تحقیق تعداد ۱۰ کلاس در نظر گرفته شد) چنانچه عدد تولیدشده کوچک‌تر از عضو i و بزرگ‌تر از عضو $i-1$ بود کلاس شوری i به عنوان کلاس شوری دومین لایه انتخاب گردید. با در نظر گرفتن این کلاس شوری و ماتریس احتمال انتقال تجمعی سومین لایه، سومین عدد تصادفی تولید و کلاس شوری سومین

خاک) تبدیل گردید (Malone et al, 2009). این داده‌ها جهت شبیه‌سازی مورد استفاده قرار گرفت.

شبیه‌سازی

به منظور شبیه‌سازی حالت‌های مختلف انتقال بین کلاس‌های مختلف شوری در این تحقیق از زنجیره مارکف مرتبه یک استفاده گردید. زنجیره مارکف یک فرآیند استوکاستیک مبتنی بر مدل توزیع تجربی احتمالات انتقال یک سیستم است. در زنجیره مارکف مرتبه اول حالت سیستم در یک گام زمانی آینده فقط به وضعیت سیستم در زمان حال (که در این تحقیق لایه‌های پایینی و بالای هر لایه است) بستگی دارد نه به وضعیت سیستم در گام‌های زمانی گذشته. فرض کنید $X(t)$ یک فرآیند تصادفی که دارای حالت‌های سیستم منفرد $S = \{1, 2, \dots, K\}$ (حالت‌های مختلف شوری) است، باشد. برای زمان‌های $t_1 < t_2 < \dots < t_{n-1} < t_n$ (که در این تحقیق منظور از t عمق‌های مختلف خاک است) احتمال شرطی بصورت رابطه (۱) است (Li et al, 1999).

$$\Pr\{X(t_n) = i_n | X(t_1) = i_1, \dots, X(t_{n-1}) = i_{n-1}\} \quad (\text{رابطه ۱})$$

$$= \Pr\{X(t_n) = i_n | X(t_{n-1}) = i_{n-1}\}$$

$$\Pr\{X(t) = j | X(s) = i\} = P_{ij}(s, t) \quad \text{احتمال شرطی}$$

احتمال انتقال مرتبه $r = t - s$ از حالت i به حالت j برای $0 < s < t$ با $1 \leq i \leq k$ و $j \leq k$ نامیده می‌شود. با محاسبه تمام حالت‌های انتقال، ماتریس احتمال انتقال P تشکیل می‌گردد. احتمالات انتقال، احتمالات وقوع هر یک از حالات ممکن در مرحله بعد (گام بعد) می‌باشد که آن‌ها را می‌توان به صورت ماتریس احتمال انتقال نشان داد. برای حالتی که k وضعیت وجود داشته باشد ماتریس احتمال انتقال برای زنجیره مارکف مرتبه اول دارای $k \times k$ المان می‌باشد. ماتریس احتمال ماتریسی است که اولاً یک ماتریس مربعی باشد و ثانیاً هر یک از سطرها آن تشکیل یک بردار احتمال بدهند. هر سطر ماتریس احتمال یک بردار احتمال می‌باشد. بردار احتمال برداری است که اولاً مؤلفه‌های آن غیر منفی و ثانیاً مجموع مؤلفه‌های آن برابر یک باشد (Wu et al, 2004). برای k حالت ماتریس احتمال انتقال مرتبه اول P دارای $k \times k$ عضو به صورت ماتریس (۲) است.

$$P = \begin{bmatrix} P_{1,1} & P_{1,2} & \dots & P_{1,k} \\ P_{2,1} & P_{2,2} & \dots & P_{2,k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{k,1} & P_{k,2} & \dots & P_{k,k} \end{bmatrix} \quad (\text{رابطه ۲})$$

احتمال حالت t به وسیله فراوانی نسبی k حالت می‌تواند

$$\hat{f}(x) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{hn} k\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (\text{رابطه ۶})$$

که در این رابطه n تعداد داده‌ها، h اندازه باند و k تابع کرنل می‌باشند. توابع کرنل گوناگونی وجود دارند متداول‌ترین تابع کرنل تابع گوسی است (رابطه ۷).

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (\text{رابطه ۷})$$

در این روش مهم‌ترین پارامتر مقدار باند بهینه می‌باشد چنانچه مقدار عرض باند کوچک باشد برآوردی ناهموار همراه با واریانس زیاد از چگالی به دست می‌آید. درحالی‌که مقادیر بزرگ عرض باند منجر به برآوردی بیش‌ازحد هموارشده تابع چگالی احتمال خواهند شد. بدین منظور روش‌های گوناگونی جهت تخمین مقدار باند بهینه وجود دارد. از جمله می‌توان به روش‌های Silverman (1981)، روش اعتبار سنجی متقابل حداکثر درست‌نمایی و روش اعتبار سنجی متقابل کمترین توان دوم اشاره کرد که روابط آن‌ها برای حالتی که تابع هسته انتخاب‌شده نرمال باشند به ترتیب به صورت روابط (۸ الی ۱۰) می‌باشند (Silverman, 1981).

$$h = 1.06\hat{\sigma}n^{-1/5} \quad (\text{رابطه ۸})$$

(رابطه ۹)

$$MLCV(h) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{1}{(n-1)h} \sum_{j \neq i}^n \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\left[-\frac{(x_i - x_j)^2}{2h^2}\right] \right] \quad (\text{رابطه ۱۰})$$

$$LSCV(h) = \frac{1}{n^2 h} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n K^{(2)}\left(\frac{x_i - x_j}{h}\right) - \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{nh} \sum_{j \neq i}^n K\left(\frac{x_i - x_j}{h}\right)$$

در اینجا $\hat{\sigma}$ انحراف معیار داده‌ها، $K^{(2)}$ پیچش تابع هسته‌ای با خودش است که برای حالتی تابع هسته نرمال استاندارد باشد $K^{(2)}$ تابع چگالی احتمال نرمال با واریانس دو خواهد بود. در این تحقیق با استفاده از این سه روش سه عرض باند بهینه تعیین گردید و از بین این سه عرض باند با استفاده از روش گرافیکی و مشاهده هیستوگرام داده‌های مشاهداتی عرض باند نهایی انتخاب و برای تولید داده مصنوعی استفاده گردید. در این حالت پس از تولید عدد تصادفی توسط توزیع یکنواخت با انتقال آن به تابع توزیع تصادفی تجمعی به دست آمده توسط روش‌های ناپارامتریک و سپس ماتریس احتمال انتقال مقدار و کلاس شوری شبیه‌سازی گردید. در تحقیق Thompson and Waddington (2014) برای هر حالت انتقال زنجیره مارکف در هر عمق یک توزیع احتمال به داده‌ها برآزش داده شد در این حالت مشکلی که با آن مواجه بودند کم بودن تعداد داده بوده است. بدین منظور جهت رفع این مشکل در این تحقیق تمام

لایه تعیین گردید. برای سایر عمق‌ها نیز به همین ترتیب عمل می‌گردد تا اینکه کلاس‌های شوری عمق‌های مختلف یک پروفیل تولید گردد، این روند تکرار شد تا در نهایت ۵۰۰۰۰۰ پروفیل تولید گردید. در هر عمق برای تبدیل کلاس شوری تولیدشده به مقدار شوری از رابطه (۵) استفاده گردید.

$$[V = V_r + Z_i(V_l - V_r)] \quad (\text{رابطه ۵})$$

که در آن V_l و V_r به ترتیب مقدار حداکثر و حداقل هستند که با استفاده از آن مقادیر مشاهداتی شوری به کلاس شوری تبدیل گردیدند و Z_i عدد تصادفی تولیدشده بین صفر و یک که با استفاده از آن هر کلاس شوری در مرحله قبل تولید تعیین گردید.

ضعف روش قبل در این است که در این روش در هر کلاس از مقادیر اعداد تولیدشده توسط توزیع یکنواخت و رابطه (۵) برای تعیین هر مقدار شوری با استفاده از کلاس شوری تولیدشده استفاده می‌گردد. در این حالت فرض می‌شود در هر کلاس شوری مقادیر اندازه‌گیری شده دارای توزیع یکنواخت هستند. در عمل این مسئله صادق نمی‌باشد به طوری که اگر هیستوگرام مقادیر شوری برای هر کلاس شوری ترسیم گردند برخی مقادیر شوری در هر کلاس نسبت به مقادیر دیگر شوری از فراوانی بیشتری برخوردار هستند. برای حل این مسئله سه راهکار عمده وجود دارد. در راهکار اول به داده‌های هر کلاس یک توزیع پارامتریک مثل نرمال، گاما، لوگ نرمال و غیره برآزش داده می‌شود؛ و اعداد تصادفی با استفاده از آن این توزیع تولید می‌گردد. در راهکار دوم از هیستوگرام به طور مستقیم برای تولید اعداد تصادفی استفاده می‌شود و راهکار سوم استفاده از توابع ناپارامتریک برآورد چگالی است. معمولاً در برآزش توابع پارامتریک خطاهایی در تخمین پارامترها بخصوص در حالتی که تعداد داده‌های مشاهداتی محدود باشند به وجود می‌آیند که در این حالت داده‌های تولیدشده نماینده‌ای از داده‌های مشاهداتی نیستند استفاده از رویکرد دوم نیز دارای مشکلاتی از قبیل مشکل برآورد توزیع تجمعی در نقاط گره‌دار، برون‌یابی خارج از دامنه داده‌های مشاهداتی و غیره اشاره کرد (Sheather, 1992). ایشان در بررسی رویکردهای مختلف تولید داده با استفاده از هیستوگرام و روش‌های ناپارامتریک هسته چگالی مشاهده کردند روش ناپارامتریک هسته چگالی عملکرد بهتری در تولید داده‌های مصنوعی با توجه به پارامترهای آماری موردنظر نسبت به روش‌های تولید داده بر اساس هیستوگرام داشتند. بدین منظور در این تحقیق از روش ناپارامتریک هسته چگالی استفاده گردید. در این روش چگالی هر نقطه x توسط رابطه (۶) تعیین می‌گردد.

عمق‌های استاندارد مشاهده گردید (به ترتیب ۱۰/۰۷ و ۱۰/۱۳ دسی زیمنس بر متر می‌باشد). در اعماق ششم و هفتم میانگین شوری افزایش جزئی می‌یابد (به ترتیب ۱۰/۳۹ و ۱۰/۸۲ دسی زیمنس بر متر) و در اعماق هشتم و نهم دوباره کاهش می‌یابد (به ترتیب ۱۰/۱۵ و ۱۱/۳۲ دسی زیمنس بر متر). به‌طور کل می‌توان گفت که تغییرات شوری نسبت به عمق چندان زیاد نمی‌باشد ولی همین تغییرات ناچیز هدایت الکتریکی در اعماق مختلف آن را مناسب برای ارزیابی روش شبیه‌سازی زنجیره مارکف می‌سازد (Thompson and Waddington, 2014). علاوه بر این ضریب تغییرات بالای متغیر هدایت الکتریکی در همه اعماق استاندارد معیار دیگری است که آن را برای آزمودن روش شبیه‌سازی مناسب می‌سازد (Li, 2006). همچنین در شکل (۲) نمودار جعبه‌ای مربوط به هدایت الکتریکی در ۹ عمق استاندارد نشان داده شده است. این شکل به‌خوبی نشان‌دهنده روند تغییرات هدایت الکتریکی با عمق است. همان‌طور که در جدول (۱) و شکل (۲) ملاحظه می‌شود چولگی داده‌های هدایت الکتریکی به راست می‌باشد.

داده‌های هر کلاس در تمام عمق‌ها با همدیگر در نظر گرفته شدند.

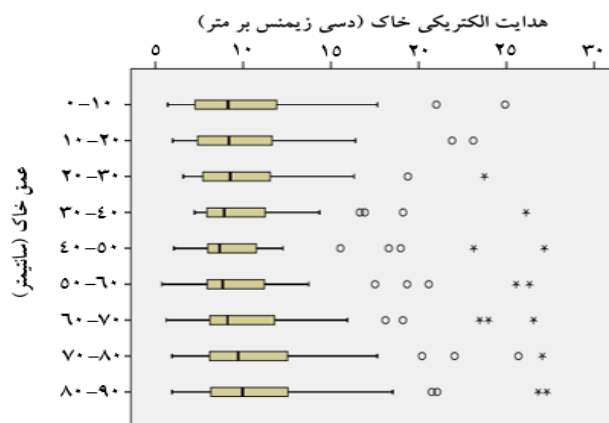
نتایج و بحث

خلاصه آماری

خلاصه آماری مقادیر هدایت الکتریکی در ۹ عمق استاندارد در جدول (۱) نشان داده شده است. با توجه به این‌که منطقه مورد مطالعه در ناحیه خشک واقع شده و همچنین با آب شور آبیاری می‌شود، به‌طور کلی مقدار هدایت الکتریکی در خاک‌های منطقه نسبتاً بالاست. میانگین مقدار هدایت الکتریکی در لایه اول برابر با ۱۰/۳۱ دسی زیمنس بر متر است که از ۵/۷۱ تا ۲۴/۹۲ دسی زیمنس بر متر متغیر است. در لایه دوم مقدار میانگین برابر با ۱۰/۲۶ با حداقل ۵/۹۹ و حداکثر ۲۳/۱۱ دسی زیمنس بر متر است. در عمق سوم مقدار هدایت الکتریکی از ۶/۵۹ تا ۲۳/۷۴ دسی زیمنس بر متر متغیر است و میانگین آن برابر با ۱۰/۱۷ است. در اعماق چهارم و پنجم مقدار حداقل میانگین هدایت الکتریکی نسبت به سایر

جدول ۱- خلاصه آماری مقادیر هدایت الکتریکی در نه عمق استاندارد

عمق	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	افراشتگی	چارک اول	چارک دوم	چارک سوم	ضریب تغییرات
۰-۱۰	۵/۷۱	۲۴/۹۲	۱۰/۳۱	۴/۱۵	۱/۵۶	۲/۵۰	۷/۲۳۴	۹/۱۴۴	۱۲/۰۳۱	۴۰/۳۳
۱۰-۲۰	۵/۹۹	۲۳/۱۱	۱۰/۲۶	۳/۸۲	۱/۶۱	۲/۷۵	۷/۳۳۸	۹/۱۸۶	۱۱/۸۶۹	۳۷/۲۳
۲۰-۳۰	۶/۵۹	۲۳/۷۴	۱۰/۱۷	۳/۳۹	۱/۹۲	۴/۷۹	۷/۶۸۶	۹/۲۷۲	۱۱/۷۵۳	۳۳/۳۶
۳۰-۴۰	۷/۲۳	۲۶/۱۲	۱۰/۰۷	۳/۵۳	۲/۶۳	۸/۶۳	۷/۹۲۱	۸/۹۲۴	۱۱/۲۹۱	۳۵/۰۸
۴۰-۵۰	۶/۰۶	۲۷/۱۶	۱۰/۱۳	۴/۰۹	۲/۵۷	۷/۲۹	۷/۹۴۷	۸/۶۵۶	۱۰/۸۱۹	۴۰/۴۴
۵۰-۶۰	۵/۳۷	۲۶/۳۱	۱۰/۳۹	۴/۴۴	۲/۲۴	۵/۲۰	۷/۹۳۷	۸/۸۳۲	۱۱/۳۲۲	۴۲/۷۶
۶۰-۷۰	۵/۶۲	۲۶/۵۵	۱۰/۸۲	۴/۵۸	۱/۹۴	۳/۶۸	۸/۰۷۵	۹/۱۱۷	۱۱/۹۰۰	۴۲/۳۳
۷۰-۸۰	۵/۹۵	۲۷/۰۴	۱۰/۱۵	۴/۷۵	۱/۷۸	۳/۱۳	۸/۰۵۶	۹/۷۱۹	۱۲/۵۳۶	۴۲/۶۴
۸۰-۹۰	۵/۹۵	۲۷/۲۹	۱۱/۳۲	۴/۸۸	۱/۷۳	۲/۹۹	۸/۱۶۹	۹/۹۶۷	۱۲/۷۸۱	۴۳/۱۵



شکل ۲- نمودار جعبه‌ای مقادیر هدایت الکتریکی در نه عمق استاندارد

نتایج شبیه‌سازی

در حالت اول اولین عمق به‌عنوان پایه قرار گرفت و به سمت عمق‌های پایین‌تر ماتریس احتمال انتقال محاسبه گردید. ماتریس احتمال انتقال به‌دست‌آمده به‌صورت جدول (۲) می‌باشند. در این جدول منظور از اعداد ۱ تا ۱۰ کلاس‌های مختلف شوری هستند. با توجه به ماتریس‌های احتمال انتقال به‌دست‌آمده مشاهده می‌شود بسیاری از عناصر ماتریس‌های احتمال انتقال در عمق‌های مختلف برابر با صفر می‌باشند. در این حالت یک کلاس شوری نمی‌تواند به تمام کلاس‌های شوری دیگر انتقال پیدا کند. به‌عنوان مثال چنانچه کلاس شوری لایه اول برابر با دو باشد کلاس شوری لایه دو برابر با دو یا سه خواهد بود. البته باید ذکر کرد که ماتریس‌های احتمال انتقال بر اساس تعدادی پروفیل بنا گذاشته شده‌اند چنانچه تعداد پروفیل برداشتی بیشتر باشند ممکن بود حالت‌های نادر هم مشاهده می‌شدند. چنین مسئله‌ای را Thompson and Waddington (2014) در زنجیره مارکف به‌دست‌آمده از حالت‌های مختلف انتقال نوعی پیت مشاهده کردند. همچنین با توجه به جدول (۲) ملاحظه می‌شود که در تمام عمق‌ها پراکنش عناصر غیر صفر اطراف قطر اصلی هستند این بدان معنی است که اگر در یک عمق مشخص شوری خاک در یک کلاس مشخص قرار گیرد کلاس شوری یک عمق پایین‌تر یا بالاتر تمایل دارد در همان کلاس یا کلاس نزدیک به آن کلاس شوری قرار گیرد. به‌عنوان مثال با توجه به جدول (۲) اگر در یک پروفیل در اولین عمق کلاس شوری ۱ وجود داشته باشد برای عمق دو کلاس

شوری با احتمال ۸۰ درصد برابر با ۱ و با احتمال ۲۰ درصد برابر با دو خواهد بود. به همین ترتیب اگر مقدار شوری عمق یک در کلاس ۲ قرار گیرد مقدار شوری عمق دو با احتمال ۹۰ درصد در کلاس شوری ۲ و با احتمال ۱۰ درصد در کلاس شوری ۳ خواهد بود. به‌نوعی می‌توان گفت این مسئله نشان‌دهنده نوعی پیوستگی در تغییرات شوری در منطقه است و تغییرات آبی و ناپیوستگی در میزان شوری در منطقه مورد مطالعه وجود ندارد. در تمام عمق‌ها بیشترین فراوانی و بیشترین حالات انتقال (ستون آخر جدول ۲) مربوط به کلاس‌های دو تا پنج است. در عمق‌های سطحی فراوانی کلاس‌های با شوری کم یعنی کلاس‌های یک و دو نسبت به عمق‌های پایین‌تر بیشتر بوده است و در عمق پایین‌تر فراوانی کلاس‌های شوری بالاتر بیشتر شده است؛ که این مسئله نشان‌دهنده این امر است که در کل در این منطقه مقدار شوری از سطح به عمق افزایش یافته است. در تحقیق Thompson and Waddington (2014) در مدل‌سازی نوع پیت مشاهده کردند در اعماق مشخص یک روند مشخص در تغییرات پیت وجود دارد. همچنین هر قدر کلاس شوری بالاتر شود تمایل به ماندن در همان کلاس شوری بیشتر شده است. به‌عنوان مثال در عمق نه از ۴۹ پروفیل مشاهداتی چهار پروفیل آن مربوط به کلاس شوری ۱۰ است این در شرایطی است که در این پروفیل‌ها کلاس شوری یک عمق بالاتر آن نیز در کلاس ۱۰ است و تمام چهار کلاس شوری ۱۰ در عمق هشتم به کلاس شوری ۱۰ در عمق نه انتقال پیدا کرده است.

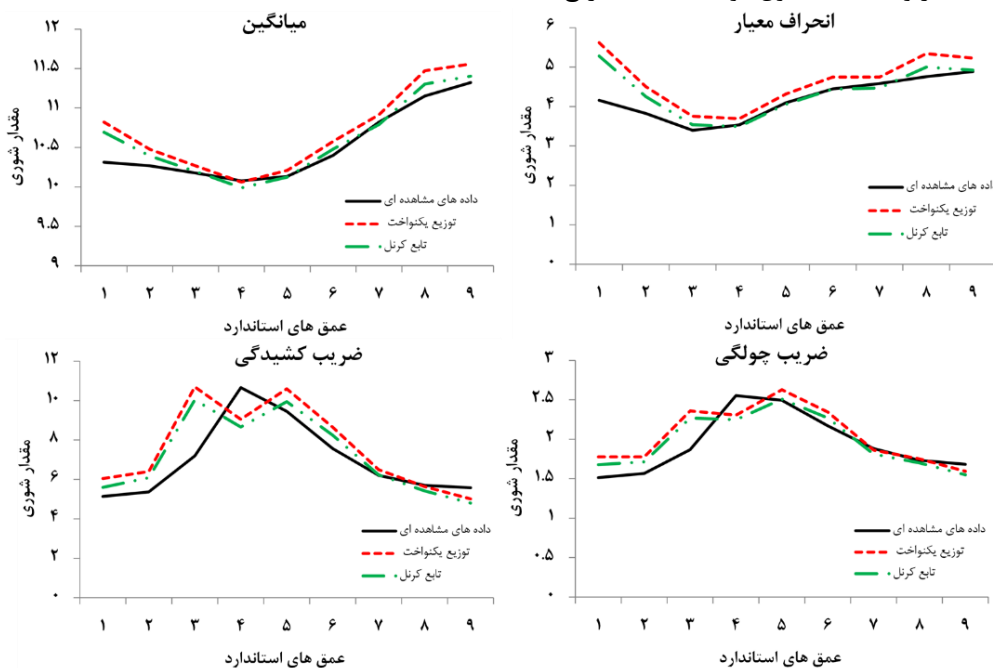
جدول ۲- ماتریس احتمال انتقال محاسبه‌شده

عمق خاک	کلاس شوری	کلاس ۱	کلاس ۲	کلاس ۳	کلاس ۴	کلاس ۵	کلاس ۶	کلاس ۷	کلاس ۸	کلاس ۹	کلاس ۱۰	تعداد داده مشاهده‌ای در هر کلاس
۲	کلاس ۱	۰/۸۰	۰/۲۰									۵
	کلاس ۲		۰/۹۰	۰/۱۰								۱۰
	کلاس ۳			۰/۶۰	۰/۴۰							۵
	کلاس ۴				۰/۷۱	۰/۱۴	۰/۱۴					۷
	کلاس ۵				۰/۲۹	۰/۷۱						۷
	کلاس ۶						۱/۰۰					۱
	کلاس ۷						۰/۳۳	۰/۶۷				۳
	کلاس ۸							۰/۵۰	۰/۵۰			۴
	کلاس ۹									۱/۰۰		۵
	کلاس ۱۰										۱/۰۰	۲
۳	کلاس ۱		۰/۷۵	۰/۲۵								۴
	کلاس ۲		۰/۷۰	۰/۳۰								۱۰
	کلاس ۳			۰/۷۵	۰/۲۵							۴
	کلاس ۴				۰/۶۷	۰/۲۲	۰/۱۱		۰			۹
	کلاس ۵				۰/۵۰	۰/۳۳	۰		۰/۱۷			۶
	کلاس ۶					۰/۳۳	۰/۳۳		۰/۳۳			۳
	کلاس ۷					۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۵۰				۴
	کلاس ۸							۱/۰۰				۲

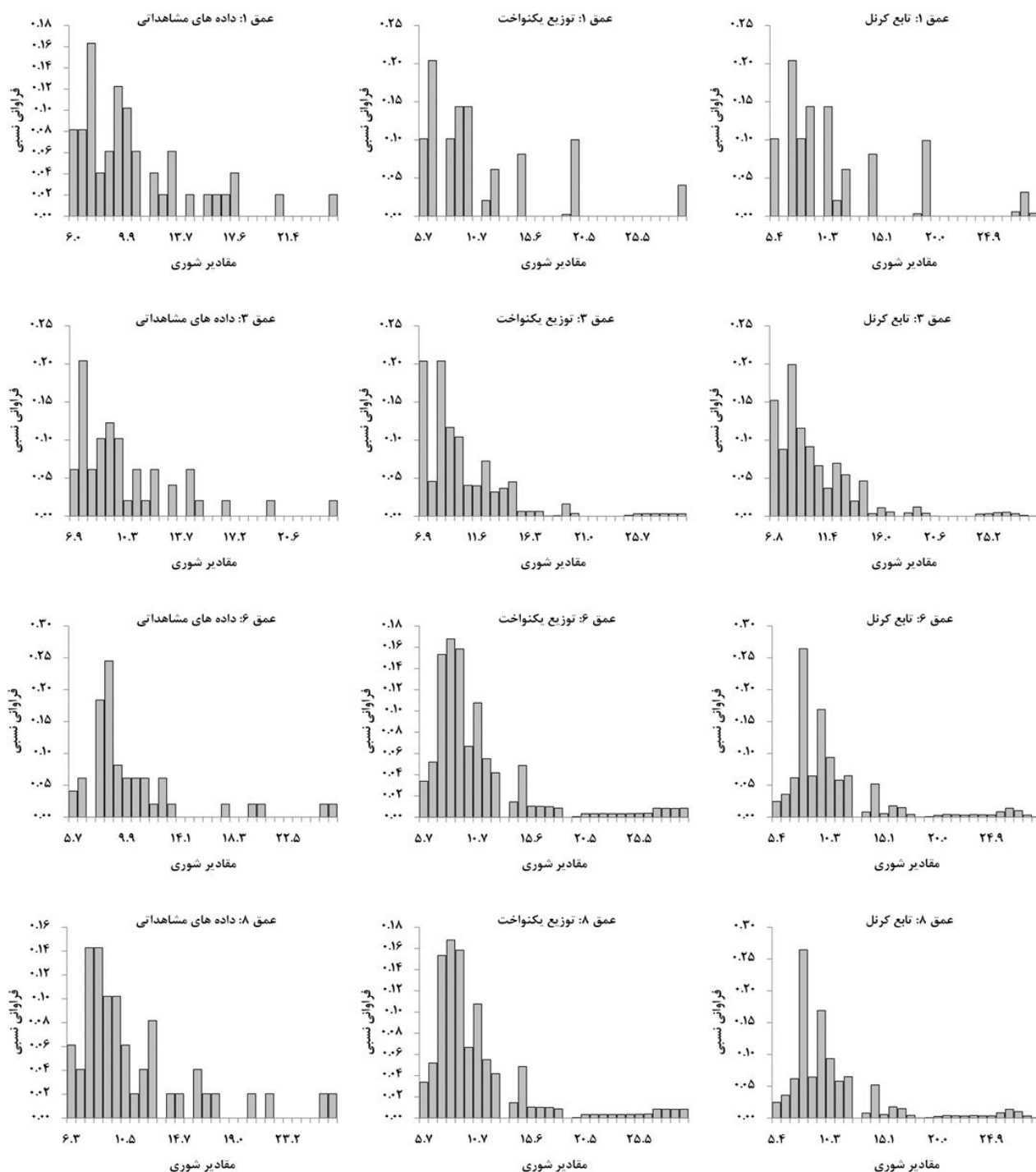
عمق خاک	کلاس شوری	کلاس ۱	کلاس ۲	کلاس ۳	کلاس ۴	کلاس ۵	کلاس ۶	کلاس ۷	کلاس ۸	کلاس ۹	کلاس ۱۰	تعداد داده مشاهده‌ای در هر کلاس ۹
	کلاس ۳			۰/۸۹	۰/۱۱							۹
	کلاس ۴				۱/۰۰							۸
	کلاس ۵					۰/۸۳	۰/۱۷					۶
	کلاس ۶					۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۳				۳
	کلاس ۷							۰/۶۷	۰/۳۳			۳
	کلاس ۸							۰/۲۰	۰/۶۰	۰/۲۰		۵
	کلاس ۹									۱/۰۰		۴
	کلاس ۱۰										۱/۰۰	۴

افزایش عمق اختلاف بین مقادیر مشاهده‌ای و شبیه‌سازی کمتر شده است. به دلیل این‌که تأثیر مقادیر تولیدشده اولیه در لایه نخست کاهش‌یافته و همچنین همبستگی بین لایه‌های در قالب زنجیره مارکف در فرایند شبیه‌سازی وارد شده است. در شکل (۴) هیستوگرام فراوانی داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده برای عمق‌های یک، سه، شش و هشت آورده شده‌اند. با توجه به این شکل‌ها ملاحظه می‌شود در تمام عمق‌ها مقادیر مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده چوله راست هستند. با مقایسه این شکل‌ها می‌توان دید هر قدر عمق افزایش پیدا کرده به دلیل این‌که تأثیر مقادیر تولیدشده اولیه در لایه نخست کاهش‌یافته و همچنین همبستگی بین لایه‌های در قالب زنجیره مارکف در فرایند شبیه‌سازی وارد شده است، هیستوگرام مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده بیشتر شبیه یکدیگر شده‌اند. در این قسمت نیز هیستوگرام داده‌های شبیه‌سازی‌شده توسط تابع کرنل شباهت بیشتری نسبت به هیستوگرام داده‌های شبیه‌سازی‌شده توسط توزیع یکنواخت به هیستوگرام مقادیر مشاهده‌ای داشتند.

در شکل (۳) پارامترهای آماری شامل میانگین، انحراف معیار، ضریب چولگی، ضریب کشیدگی برای داده‌های مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده آورده شده‌اند. با توجه به این اشکال ملاحظه می‌شود در هر دو حالات که از توزیع یکنواخت و تابع کرنل برای تولید استفاده گردیده زنجیره مارکف به‌خوبی توانسته مقادیر شوری را طوری شبیه‌سازی کنند که خصوصیات آماری آن شبیه داده‌های مشاهده‌ای است. در تمام پارامترهای آماری مقادیر شبیه‌سازی‌شده با استفاده از تابع کرنل بیشتر شبیه مقادیر مشاهده‌ای نسبت به حالتی که مقادیر شبیه‌سازی‌شده توسط تابع یکنواخت تولید شده بود، داشت. دلیل این مسئله را این‌طور می‌توان دانست که در تابع ناپارامتریک کرنل شکل تابع چگالی احتمال و تابع توزیع داده‌های مشاهده‌ای در مدل‌سازی لحاظ می‌گردد. این در حالی است که در توزیع یکنواخت بدون توجه به شکل تابع توزیع داده‌های مشاهده‌ای برای تمام پارامترهای شکل تابع یکنواخت در نظر گرفته می‌شود. در همه پارامترهای آماری بیشترین اختلاف بین مقادیر شبیه‌سازی‌شده و مقادیر مشاهده‌ای مربوط به لایه اول بوده است به‌تدریج با



شکل ۳- پارامترهای آماری داده‌های شبیه‌سازی‌شده و مشاهده‌ای در حالتی که شبیه‌سازی از سطحی‌ترین عمق شروع شود



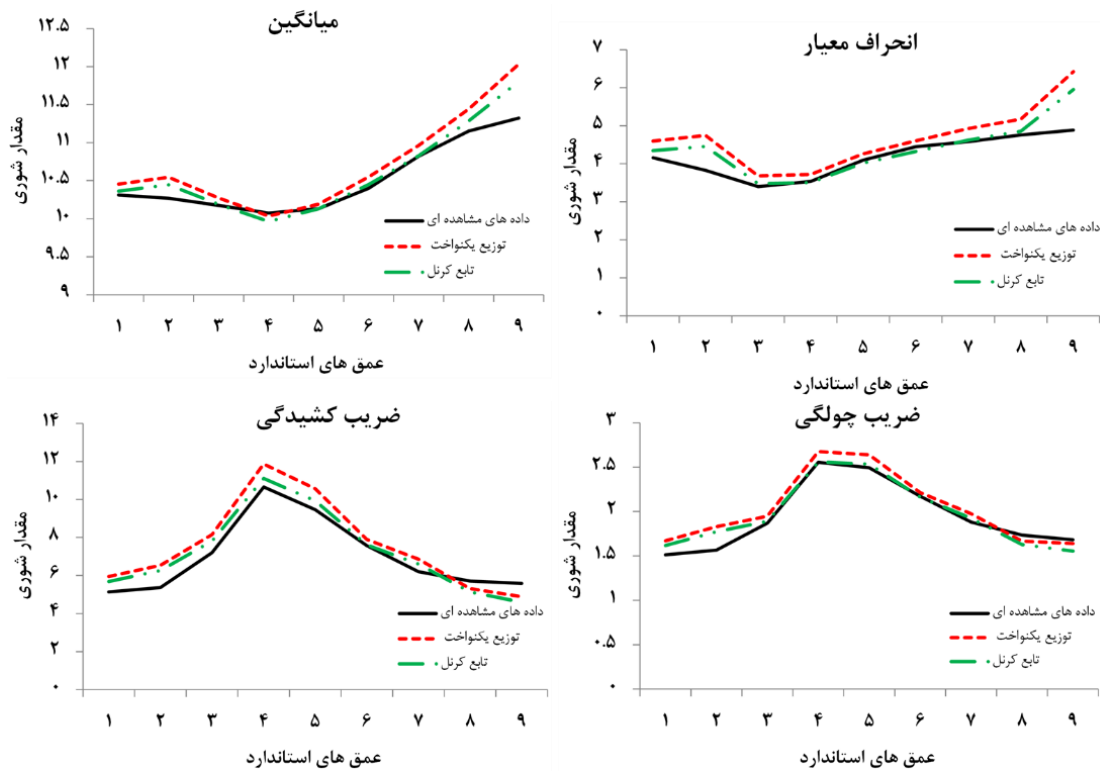
شکل ۴- هیستوگرام داده‌های مشاهداتی، داده‌های تولیدشده توسط توزیع یکنواخت و تابع کرنل

درنهایت با تولید اعداد تصادفی توسط دو روش توزیع یکنواخت و تابع کرنل شبیه‌سازی مقادیر شوری صورت گرفت که نتایج آن به صورت شکل (۵) هستند. با توجه به این شکل ملاحظه می‌شود برای پارامترهای میانگین و انحراف معیار به غیر از عمق ۲ شبیه‌سازی از عمق‌های پایین به سطح زمین بهتر شده است و بیشترین اختلاف مربوط به آخرین لایه است. به این دلیل که در اینجا جهت شبیه‌سازی تغییر کرده و شبیه‌سازی از عمق آخر

با توجه به نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود چنانچه اولین عمق به عنوان عمق اول انتخاب و شبیه‌سازی از عمق سطحی به اعماق پایین تر صورت گیرد عملکرد شبیه‌سازی به سمت اعماق پایین تر بهتر شده است. برای بررسی بیشتر اثر انتخاب جهت شبیه‌سازی بر روی نتایج به دست آمده در قسمتی دیگر از این تحقیق پایین ترین عمق را به عنوان عمق پایه انتخاب و ماتریس احتمال انتقال از این لایه به لایه‌های بالاتر محاسبه،

(2008) نیز مدل مارکف دوبعدی با در نظر گرفتن و برازش دادن واریوگرام انتقالی توانسته بود به خوبی حالت‌های مختلف کلاس خاک را شبیه‌سازی کند. در تحقیق Thompson and Waddington (2014) که از تابع جانسون (Johnson, 1949) برای شبیه‌سازی استفاده شده بود زنجیره مارکف توانسته بود مقادیر وزن مخصوص ظاهری خاک را به خوبی شبیه‌سازی کند اما در شبیه‌سازی مقدار ماده آلی خاک عملکرد خوبی نداشته است. این در حالی است که در رویکرد مبتنی بر مدل زنجیره مارکف دوپل کلاس‌ها با احتمال پایین کم برآورد می‌شود (Elfeki and Dekking, 2001). مشابه این مسئله در مدل زنجیره مارکف سه‌گانه نیز مشاهده شده است (Li *et al.*, 2004).

صورت گرفته است. در دو پارامتر ضریب چولگی و ضریب کشیدگی بدترین شبیه‌سازی‌ها مربوط به عمق دو و آخرین لایه است در سایر عمق‌ها عملکرد مدل‌ها یکسان بوده است. در تمام پارامترهای آماری نتایج آن در حالتی که از تابع کرنل جهت شبیه‌سازی داده‌ها استفاده شده نسبت به حالتی که از تابع یکنواخت جهت شبیه‌سازی داده‌ها استفاده شده بهتر بوده است. در حالتی که شبیه‌سازی از عمق به سطح صورت گرفته نسبت به حالتی که شبیه‌سازی از سطح به عمق صورت گرفت عملکرد کلی مدل‌ها در شبیه‌سازی بهتر شده‌اند. به‌طور کلی رویکرد ارائه شده در این تحقیق به‌خصوص در حالت استفاده از تابع کرنل جهت تولید داده‌های مصنوعی قادر بوده به خوبی مقادیر کلاس شوری را شبیه‌سازی کند. در تحقیق Zhang and Li



شکل ۵- پارامترهای آماری داده‌های شبیه‌سازی شده و مشاهداتی در حالتی که شبیه‌سازی از پایین‌ترین عمق شروع شود

خصوصیات پروفیل‌های مشاهداتی است. بدین منظور در این تحقیق با استفاده از روش شبیه‌سازی مبتنی بر زنجیره مارکف همراه با نمونه‌برداری از توزیع یکنواخت و تابع کرنل اقدام به شبیه‌سازی مقادیر شوری خاک در قسمتی از باغات پسته شهرستان اردکان گردید. پس از تقسیم داده‌ها به ۱۰ کلاس مختلف با استفاده از زنجیره مارکف مقادیر شوری در ۹ لایه مختلف شبیه‌سازی گردید. نتایج حاکی از عملکرد بهتر روش زنجیره مارکف که داده‌های تصادفی آن توسط تابع کرنل تولید شده بود، نسبت به حالتی که داده‌های تصادفی توسط تابع

نتیجه‌گیری

شناخت خصوصیات خاک زیرسطحی به دلیل تأثیر آن روی خصوصیات خاک سطحی، نفوذپذیری، هدایت هیدرولیکی خاک و غیره مهم است. تنها اطلاعات در مورد خاک زیرسطحی مربوط به پروفیل‌های حفر شده می‌باشند. به دلیل هزینه بالا امکان حفر پروفیل با تراکم بالا وجود ندارد درحالی‌که برای به نقشه درآوردن خاک زیرسطحی نیاز است تا تعداد زیادی پروفیل حفر گردد. یکی از راه‌های رفع این مسئله استفاده از رویکردهای شبیه‌سازی جهت تولید تعداد زیاد پروفیل با توجه به

مختلف در زنجیره مارکف دانست. به طوری که در ماتریس احتمال انتقال عناصر غیر صفر حول قطر اصلی بوده و به نوعی هر کلاس تمایل داشت به کلاس نزدیک به خود انتقال پیدا کند. این در حالی است که روش‌های شبیه‌سازی زمین آماری به دلیل خطی بودن و عدم توانایی در نظر گرفتن روابط بین کلاس برای شبیه‌سازی مناسب نیستند. در حالی که روش استفاده شده در این تحقیق قادر است روابط بین کلاس‌های مختلف را به خوبی در شبیه‌سازی در نظر بگیرد.

یکنواخت تولید شده بود در شبیه‌سازی مقدار شوری خاک بود. در هر دو روش خصوصیات آماری داده‌های شبیه‌سازی شده مشابه خصوصیات آماری داده‌های مشاهداتی بودند. در واقع در روش تابع کرنل اعداد تصادفی تولید شده متناسب با تراکم داده‌های مشاهداتی در هر طبقه است بنابراین بهتر می‌تواند داده‌هایی تولید کند که شبیه داده‌های مشاهداتی است. به طور مشابه این مسئله برای حالتی که شبیه‌سازی از عمق به سطح صورت می‌گرفت بهتر شد؛ که این مسئله را به نوعی می‌توان مرتبط با خصوصیت زنجیره مارکف و همبستگی بین کلاس‌های

REFERENCES

- Akramkhanov, A., Martius, C., Park, S.J. and Hendrickx, J.M.H. (2011). Environmental factors of spatial distribution of soil salinity on flat irrigated terrain. *Geoderma*, 163, 55–62.
- Bierkens, M.F.P. and Weerts, H.J.T. (1994). Applications of indicator simulation to modeling the lithological properties of a complex confining layer. *Geoderma*, 62, 265–284.
- Bogaert, P. (2002). Spatial prediction of categorical variables: The Bayesian maximum entropy approach. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 16, 425–448.
- Carle, S.F. and Fogg, G.E. (1997). Modeling spatial variability with one- and multi-dimensional continuous Markov chains. *Mathematical Geosciences*, 29, 891–918.
- Christakos, G. (1990). A Bayesian/maximum-entropy view to the spatial estimation problem. *Mathematical Geosciences*, 22, 763–777.
- D'Or, D. and Bogaert, P. (2004). Spatial prediction of categorical variables with the Bayesian maximum entropy approach: the Ooyolder case study. *European Journal of Soil Science*, 55, 763–775.
- Deutsch, C.V. (1998). Cleaning categorical variable (lithofacies) realizations with maximum a-posteriori selection. *Computers and Geosciences*, 24, 551–562.
- Elfeki, A.M. and Dekking, F.M. (2001). A Markov chain model for subsurface characterization: Theory and applications. *Mathematical Geosciences*, 33, 569–589.
- Goovaerts, P. (1997). Stochastic simulation of categorical variables using a classification algorithm and simulated annealing. *Mathematical Geosciences*, 28, 909–921.
- Johnson, N.L. (1949). Systems of frequency curves generated by methods of translation. *Biometrika*, 36, 149–176.
- Journel, A.G. (1983). Nonparametric estimation of spatial distributions. *Mathematical Geosciences*, 15, 445–468.
- Journel, A.G. and Isaaks, E.H. (1984). Conditional indicator simulation: application to a Saskatchewan uranium deposit. *Journal of the International Association of Mathematical Geology*, 16, 685–718.
- Kyriakidis, P.C. and Dungan, J.L. (2001). Stochastic simulation for assessing thematic classification accuracy and the impact of inaccurate spatial data on ecological model predictions. *Environmental and Ecological Statistics*, 17, 1083–1098.
- Li, W. (2006). Transiogram: A spatial relationship measure for categorical data. *International Journal of Geographical Information Science*, 20, 693–699.
- Li, W. and Zhan, C. (2005). Application of transiograms to Markov chain simulation and spatial uncertainty assessment of land-cover classes. *GIScience and Remote Sensing*, 42, 297–319.
- Li, W., Li, B. and Shi, Y. (1999). Markov-chain simulation of soil textural profiles. *Geoderma*, 92, 37–53.
- Li, W., Zhang, C., Burt, J.E., Zhu, A.X. and Feyen, J. (2004). Two-dimensional Markov chain simulation of soil type spatial distribution. *Soil Science Society of America Journal*, 68, 1479–1490.
- Malone, B.P., McBratney, A.B., Minasny, B. and Laslett, G.M. (2009). Mapping continuous depth functions of soil carbon storage and available water capacity. *Geoderma*, 154, 138–152.
- Marsily, G., Delay, F., Goncalves, J., Renard, P., Teles, V. and Violette, S. (2005). Dealing with spatial heterogeneity. *Hydrogeology Journal*, 13, 161–183.
- Miller, J. and Franklin, J. (2002). Modeling the distribution of four vegetation alliances using generalized linear models and classification trees with spatial dependence. *Ecological Modelling*, 157, 227–247.
- Minasny, B. and McBratney, A.B. (2006). A conditioned Latin hypercube method for sampling in the presence of ancillary information. *Computers and Geosciences*, 32, 1378–1388.
- Rahimian, H., Noori, M., Hasheminejad, Y., Tabatabayi, H. and Neshat, E. (2014). Determination of leaching fraction for pistachio orchards in Ardakan using wetting front detector and electromagnetic induction techniques. *Journal of Soil Research*, 28, 163–173. (in Farsi)
- Sheather, S.J. (1992). The performance of six popular bandwidth selection methods on some real data

- sets (with discussion). *Computational Statistics*, 7, 225–281.
- Silverman, B.W. (1981). Using kernel density estimates to investigate multimodality. *Journal of the Royal Statistical Society*, 43, 97–99.
- Taghizadeh-Mehrjardi, R., Minasny, B., Sarmadian, F. and Malone, P.B. (2014). Digital mapping of soil salinity in Ardakan region, central Iran. *Geoderma*, 213, 15-28.
- Thompson, D.K. and Waddington, J.M. (2014). A Markov chain method for simulating bulk density profiles in boreal peatlands. *Geoderma*, 232, 123-129.
- Weissmann, G.S. and Fogg, G.E. (1999). Multi-scale alluvial fan heterogeneity modeled with transition probability geostatistics in a sequence stratigraphic framework. *Journal of Hydrology*, 226, 48–65.
- Wu, K., Nunan, N., Crawford, J.W., Young, I.M. and Ritz, K. (2004). An efficient Markov chain model for the simulation of heterogeneous soil structure. *Soil Science Society of America Journal*, 68, 346–351.
- Zhang, C. and Li, W. (2008). A comparative study of nonlinear Markov chain models for conditional simulation of multinomial classes from regular samples. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 22, 217–230.