

ارائه مدلی غیرپارامتریک با استفاده از تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه در برآورد

جرم مخصوص ظاهری خاک

*وحیدرضا جلالی^۱ و مهدی همایی^۲

(تاریخ دریافت: ۱۴/۱/۱۳۸۹؛ تاریخ پذیرش: ۲/۱۱/۱۳۸۹)

چکیده

در مدل‌هایی که به پیش‌بینی فرآیندهای حاکم در محیط خاک می‌پردازنند، دانستن جرم ویژه ظاهری خاک به عنوان یک پارامتر ورودی، لازم است. رویکردهای غیرپارامتریک در جنبه‌های مختلفی برای تخمین متغیرهای پیوسته به کار رفته‌اند. در این پژوهش نوعی از الگوریتم‌های غیرپارامتریک از نوع یادگیرنده‌های تبلیغ موسوم به k -نزدیک‌ترین همسایه، برای تخمین جرم ویژه ظاهری خاک با استفاده از دیگر ویژگی‌های کمکی آن شامل توزیع اندازه ذرات خاک، pH خاک، هدایت الکتریکی عصارة اشباع خاک (EC)، درصد اشباع خاک (SP)، درصد کربن آلی خاک (OC) و مقدار آهک به کار گرفته شد. بر اساس تکنیک cross validation برای تخمین جرم ویژه ظاهری هر نمونه خاک هدف، هشت نمونه خاک که حداقل تشابه به خاک هدف را داشتند، از بانک مرجع که حاوی ۱۳۶ نمونه خاک بود، انتخاب و مقدار جرم ویژه ظاهری آنها برآورد شد. استفاده از آماره‌های ضریب همبستگی پیرسون ($r=0.86$)، خطای ماکزیمم ($ME=0.15$)، ریشه میانگین مربعات خطأ ($RMSE=2.05$)، ضریب تبیین ($CD=1/3$)، کارآیی مدل ($EF=0.75$) و ضریب جرم باقی مانده ($CRM=0.001$) نشان داد که در اکثر موارد این تکنیک به صورت قابل قبول توانمند است. بر این اساس، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که استفاده از این تکنیک به عنوان روشی جایگزین برای اشتقاد توابع انتقالی خاک، به ویژه زمانی که فراهمی داده‌های جدید؛ نیاز به اشتقاد مجدد این توابع را الزام‌آور می‌کند، می‌تواند به کار رود.

واژه‌های کلیدی: تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه، جرم ویژه ظاهری خاک، مدل‌سازی

۱. دانشجوی سابق دکتری خاک‌شناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس تهران و در حال حاضر استادیار خاک‌شناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان

۲. استاد خاک‌شناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران
* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: mhomae@hotmai.com

مقدمه

تعیین رابطه صحیح و حصول اطمینان از یکنواختی توزیع تابع احتمال خطا در بین داده‌ها، معمولاً کار ساده‌ای نیست. هم‌چنین هنگامی که بانک داده از تعدادی اندک تشکیل شده باشد، تخمین‌های شکل گرفته بر اساس رویکرد مذکور، بسیار ناپایدار خواهد بود و از طرفی، در مواردی که داده‌های جدید (در مقیاس زمانی و مکانی) متفاوت با داده‌های موجود در بانک مرجع) مهیا شد، بازنگری کلی در روابط قبلی و توسعه مجدد آنها الزاماً خواهد شد. به همین دلیل کاربران به راحتی قادر به اضافه نمودن داده‌های محلی خود برای بهبود تخمین این توابع نیستند (۱۹).

استفاده از روش‌های غیرپارامتریک می‌تواند به عنوان رویکردی جایگزین، برای اینچنین تخمین‌هایی به کار گرفته شود. این تکنیک‌ها، به جای برآش دادن یکسری توابع معین بر داده‌ها، بر اساس تشخیص الگو و استفاده از اصل تشابهات بنا نهاده شده‌اند. به عنوان نمونه تیم تحقیقاتی اسکاپ و همکاران که در سال ۲۰۰۱ نرم‌افزار *Rosetta* را بر اساس رویکرد پارامتریک و با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی ابداع نموده بودند، در پژوهشی نوین در سال ۲۰۰۹ با استفاده از همان پایگاه داده‌ای که در اشتراق توابع هیدرولیکی خاک به کار برده بودند، به این نتیجه رسیدند که استفاده از تکنیک‌های غیرپارامتریک کارآیی چشمگیری در بهبود تخمین‌های صورت-گرفته خواهد داشت (۲۹). به همین ترتیب نمس و همکاران (۱۸) توابع انتقالی که توسط رولز و همکاران در سال ۱۹۸۲ به روش رگرسیون خطی اشتراق یافته بودند را بررسی نمودند و دریافتند که این توابع انتقالی از دقت کافی جهت استفاده آنها در مقیاس ایالات متحده آمریکا برخوردار نبوده و با ارزیابی روش غیرپارامتریک k -نزدیک‌ترین همسایه، بیان نمودند که روش مذکور از توانایی بالاتری برای تخمین توابع هیدرولیکی در مقیاس کل ایالات متحده آمریکا برخوردار است (۱۸).

استفاده از الگوریتم‌های غیرپارامتریک در مواردی که نحوه ارتباط بین ورودی و خروجی از قبل به طور کامل مشخص نباشد، سودمند و مؤثر خواهد بود (۲۶ و ۳۱). رویکرد k -

جرم ویژه ظاهری خاک، در تبدیل روابط جرمی- حجمی، تخمین ظرفیت خاک در ذخیره‌سازی کربن و تعیین میزان انبارش مواد مغذی در خاک بسیار مورد نیاز است (۲۸). جرم ویژه ظاهری خاک هم‌چنین در برآورد خصوصیات نگهداشت آب در خاک موردنیاز بوده و دانستن آن به عنوان یک پارامتر ورودی در مدل‌هایی که به بررسی حرکت آب، اصلاح و رسوبات می‌پردازند؛ اجتناب‌ناپذیر است. علاوه بر این، جرم ویژه ظاهری به عنوان شاخصی برای آگاهی از میزان تراکم خاک، تخلخل و باروری موضعی آن به کار برده می‌شود (۲۳). در نهایت می‌توان با استفاده از جرم ویژه ظاهری خاک به عنوان یک ابزار کلیدی، به توصیف ساختمان خاک پرداخت. بنابراین، آگاهی داشتن از میزان جرم ویژه ظاهری خاک در بسیاری جنبه‌های مطالعاتی علوم خاک اجتناب‌ناپذیر است.

با وجود پیشرفت‌های تکنیکی و بهبود ابزارآلات به کار رفته در اندازه‌گیری مستقیم جرم ویژه ظاهری خاک، این روش‌ها همچنان زمانبر و همراه با خطا هستند. بنابراین در اکثر گزارش‌های تهیه شده، از این ویژگی صرف‌نظر شده و یا در صورت اندازه‌گیری، هر یک به روش جداگانه‌ای اقدام نموده‌اند (۴). بنابراین پژوهشگران برای حل این مشکل، روش‌های غیر مستقیم را مورد توجه قرار داده‌اند. اشتراق توابع انتقالی خاک یکی از این روش‌های است که با استفاده از ویژگی‌های زودیافت خاک، ویژگی‌های دیریافت آن را برآورد می‌کند (۴). روش‌های رگرسیونی و اخیراً شبکه‌های عصبی مصنوعی دو روش معمول در توسعه توابع انتقالی خاک هستند (۱۰ و ۱۷).

اسکاپ و همکاران (۲۵) با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، توابعی انتقالی با نام تجاری *Rosetta* برای تخمین و برآورد خصوصیات هیدرولیکی خاک ارائه نمودند. وجه تشابه بین اکثر توابع انتقالی موجود، در اشتراق آنها بر مبنای رویکرد پارامتریک است. بدین معنی که همه این توابع متشکل از پارامترهایی هستند که از برآش یکسری توابع معین بر داده‌ها به دست آمده‌اند، که این رویکرد، خود کاستی‌هایی به همراه دارد.

می‌رود- جهت یافتن نزدیک‌ترین (مشابه‌ترین) خاک به خاک هدف، مورد جستجو واقع می‌شود. نخستین گام در این زمینه، تعیین فاصله بین نمونه هدف با هر یک از داده‌های موجود در بانک داده است. در اکثر مطالعات صورت گرفته در این زمینه، جهت اندازه‌گیری فاصله بین نمونه مجهول (هدف) و نمونه خاک‌های بانک مرجع، از روابط کلاسیک محاسبه فاصله اقلیدسی نمونه هدف تا هر یک از نمونه‌های موجود در بانک مرجع استفاده می‌شود. به طور نمونه برای حالتی که میزان فاصله بین یک نمونه خاک از بانک مرجع با نمونه هدف مدنظر باشد، بر اساس گزارش جاگتاب و همکاران (۱۲)، می‌توان از شکل کلی رابطه فیثاغورث استفاده نمود(رابطه ۱).

$$D(X, Y) = \sqrt{\sum_{i=1}^{nf} (x_i - y_i)^2} \quad [1]$$

که در آن X : نماینده خاکی با چند پارامتر مشخص (x_1 تا x_n) (مانند درصد اندازه ذرات، EC، pH، OC و...) از بانک داده مرجع بوده و Y : نمونه خاک هدف با همان تعداد پارامتر (y_1 تا y_n) است.

$$X = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$$

$$Y = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_n)$$

بدین ترتیب نمونه خاک‌های بانک داده به ترتیب صعودی از کمترین (حداکثر تشابه) تا بیشترین فاصله (حداقل تشابه) از نمونه مورد نظر دسته‌بندی و ارزشگذاری خواهد شد. مرحله دوم که باید به آن پرداخته شود، تعداد خاک‌هایی (K) است که از فهرست فوق جهت تخمین ویژگی‌های خاک هدف از آنها باید استفاده گردد. به عبارت دیگر برای برآورد ویژگی‌های خاک هدف، چند نمونه خاک از بانک مرجع باید انتخاب گردد؟ پر واضح است که میزان کارایی این روش به طور قابل ملاحظه‌ای به کیفیت انتخاب نزدیک‌ترین (مشابه‌ترین) نمونه‌ها از بانک مرجع با خاک هدف وابسته است. زیرا به راحتی نمی‌توان بیان داشت که برای نیل به بیشترین دقت در تخمین‌ها، استفاده از نزدیک‌ترین نمونه در بانک مرجع با کمترین فاصله، استفاده از دو نمونه نزدیک، پنج نمونه نزدیک، ده نمونه نزدیک

نزدیک‌ترین همسایه، یکی از مهم‌ترین و توسعه یافته‌ترین رویکردهای غیرپارامتریک می‌باشد که در بسیاری از پژوهش‌های نوین جهت تشخیص الگو و کلاس‌بندی‌های آماری به کار گرفته شده است (۶). کاربردهای وسیع تکنیک‌های غیرپارامتریک، در جنبه‌های مختلف، کارآیی بالای این تکنیک‌ها را به اثبات رسانده‌اند. شبیه‌سازی و تفریق جریان روان‌آبهای سطحی (۱۴، ۲۶ و ۲۷)، شبیه‌سازی بارش با استفاده از مدل غیرهمگن زنجیره مارکوف (۱۶)، پخش سیلان (۲۴)، شبیه‌سازی آب و هوایی با استفاده از تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه (۳)، نمونه‌هایی از این کاربردها در هیدرولوژی است. لوپز و همکاران (۱۵) در تحقیقی به ارزیابی تراکم گونه‌های مختلف جنگلی و ایجاد نقشه پوشش گیاهی با استفاده از تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه پرداختند و نتیجه‌گیری نمودند که استفاده از تکنیک فوق، علاوه بر سهولت محاسبات، از دقت بالایی نیز برخوردار بوده است.

تحقیق نمس و همکاران (۲۱) در رابطه با تفسیر توزیع اندازه ذرات خاک با کمک تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه، در واقع یکی از اولین موارد استفاده این تکنیک در علوم خاک بوده است. پس از اثبات توانایی روش مذکور، نمس و همکاران (۲۱) با استفاده از تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه، به تخمین ویژگی‌های هیدرولیکی خاک پرداختند و بیان نمودند که علی‌رغم دقت یکسان تکنیک مذکور و روش شبکه‌های عصبی مصنوعی در اشتراق و تخمین توابع هیدرولیکی، قابلیت روش k -نزدیک‌ترین همسایه جهت وارد نمودن داده‌های محلی، ارجحیتی نسبی برای این روش ایجاد می‌نماید.

تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه

بر خلاف توابع انتقالی کلاسیک، تکنیک k -نزدیک‌ترین همسایه از هیچ تابع ریاضیاتی از پیش تعریف‌شده‌ای جهت تخمین متغیرهای مختلف استفاده نمی‌نماید. در این رویکرد، یک بانک داده مرجع ('reference' data set) - همانند بانک داده‌ای که در آموزش و توسعه توابع انتقالی کلاسیک به کار

pH (۲۲)، هدایت الکتریکی عصارة اشبع خاک، EC (۲۲) درصد مواد آلی خاک، OC (۳۰)، درصد رطوبت اشبع، SP (۵) و میزان آهک خاک نیز تعیین شد (۱۳).

تکنیک k -نریدیک-ترین همسایه و سایر مشتقات آن متعلق به گروه الگوریتم‌های یادگیرنده تنبیل (lazy learning algorithms) می‌باشند. این الگوریتم، داده‌های در حال توسعه را به صورت غیرفعال (Passive) فقط ذخیره می‌نماید و تا هنگامی که نیاز به تخمین جدید نباشد، هیچ‌گونه فرآیند یادگیری و آموزش صورت نخواهد پذیرفت. به همین دلیل اصطلاح تنبیل برای این گونه الگوریتم‌ها به کار برده می‌شود. استفاده از این تکنیک به مفهوم شناسایی و بازیابی نریدیک-ترین (مشابه-ترین) حالت نمونه در بانک داده به نمونه هدف بود.

ذکر این نکته در اینجا ضروری است که منظور از داده هدف، نمونه خاکی است که تمام متغیرهای فیزیکی و شیمیایی آن به جز متغیر موردنظر (جرم ویژه ظاهری خاک) مشخص است. در این حالت الگوریتم K.n.n از میان k تعداد از مشابه‌ترین خاک‌های موجود در بانک داده (۱۳۶ نمونه خاک با متغیرهای مشخص) به خاک هدف، به تخمین مقدار جرم ویژه ظاهری خاک هدف (مجھول) می‌پردازد.

به همین منظور، با استفاده از رابطه لال و شارما (۱۴) تخمینی اولیه از تعداد k نمونه جهت وارد نمودن در محاسبات Leave-One-Out به عمل آمد و سپس با استفاده از تکنیک Cross Validation، تعداد دقیق k نمونه خاک محاسبه شد. تکنیک Cross Validation روشی آماری است که در واقع کیفیت تخمین‌های یک مدل را بر اساس تعداد و نوع داده‌های ورودی مشخص می‌کند. نام دیگر این تکنیک، تخمین چرخشی (Rotation estimation) است، زیرا با جایگذاری n تعداد از داده‌های ورودی، به تخمین متغیر مجھول پرداخته و میزان اختلاف داده تخمینی و مشاهده‌ای را ثبت می‌کند، در گرددش بعدی میزان اختلاف بین داده تخمینی و مشاهده‌ای را برای $n+1$ تعداد از داده‌های ورودی محاسبه می‌کند. این چرخش تا

و حتی بیشتر، تعداد نقاط منجر به تخمینی با دقت قابل قبول خواهد شد. برای تعیین تعداد بهینه k در تخمین نمونه هدف، استفاده از تکنیک Leave-One-Out Cross Validation پیشنهاد شده است (۲۱). ایشان در تحقیقات وسیع خود در شرایط مختلف رابطه $k = n^{1/2}$ for $n > 100$ را ارائه نمودند که در آن n ، تعداد نمونه در بانک مرجع است. از آنجا که هیچ تحقیقی مشابه در این زمینه صورت نگرفته و هیچ اطلاعات اولیه‌ای در وجود ندارد، بهینه‌سازی تعداد k نیز بخشی از این تحقیق بوده است.

علی‌رغم کاربرد وسیع و مؤثر رویکردهای غیرپارامتریک بطور عام و رویکرد k -نریدیک-ترین همسایه به طور خاص، در زمینه‌های مختلف علوم محیطی و اثبات توانایی‌های این روش، تاکنون پژوهشی در زمینه استفاده از تکنیک k -نریدیک-ترین همسایه بهینه جهت برآورد جرم ویژه ظاهری خاک در سطح دنیا صورت نگرفته است. هدف از انجام این تحقیق، پرسی توانایی تکنیک مورد نظر و ارائه مدلی غیرپارامتریک برای برآورد میزان جرم ویژه ظاهری خاک بوده است.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه، دشت دامنه‌ای قره‌میدان واقع در ۷۰ کیلومتری شمال‌غرب بجنورد واقع شده است. وسعت منطقه بیش از ۳۰۰ هکتار و شبیع عمومی آن حدود ۱۵ درصد است. در آغاز پژوهش، با استفاده از نرم‌افزار ArcGIS و دستگاه GPS، کل منطقه به شبکه‌هایی با طول مساوی ۱۵۰ متر تقسیم‌بندی شد. از بخش‌های مذکور از عمق ۰-۲۵ سانتی‌متری نمونه‌برداری خاک انجام شد و تعداد ۱۳۶ نمونه خاک تهیه گردید. جرم ویژه ظاهری نمونه‌ها به روش کلوخه تعیین شد (۵). نمونه‌ها در مجاورت هوای آزاد خشک و از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شدند. فراوانی نسبی اندازه ذرات به روش هیدرومتری اندازه‌گیری و کلاس بافتی خاک‌ها تعیین گردید (۷). هم‌چنین ویژگی‌های شیمیایی خاک شامل واکنش خاک،

میزان هم آهنگی روند تغییرات مقادیر مشاهده شده نسبت به مقادیر پیش بینی شده است ولی گویای تطابق آنها نیست (۸). شاخص های کمی دیگری که می توان در برآورد دقت مدل

از آنها استفاده نمود، عبارت اند از آماره های خطای ماکزیمم (Maximum Error)(ME)، ریشه میانگین مربعات خطای (Root Mean Square Error)(RMSE)، ضریب تبیین (Coefficient of Determination)(CD)، کارآیی مدل (Efficiency of model)(EF) و ضریب جرم باقی مانده (Coefficient of Residual Mass)(CRM) است. بیان ریاضی آماره های مذکور به صورت زیر است (۱۱):

$$ME = \max |P_i - O_i|_{i=1}^n \quad [3]$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (P_i - O_i)^2}{n}} \quad [4]$$

$$CD = \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2}{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{O})^2} \quad [5]$$

$$EF = \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2 - \sum_{i=1}^n (P_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2} \quad [6]$$

$$CRM = \frac{\sum_{i=1}^n O_i - \sum_{i=1}^n P_i}{\sum_{i=1}^n O_i} \quad [7]$$

که در آنها P_i مقادیر برآورده شده، O_i مقادیر اندازه گیری شده و n تعداد نمونه است. کمترین مقدار برای ME و $RMSE$ صفر است. مقدار ME نمایانگر بدترین حالت برآورد مدل است. در حالی که مقدار $RMSE$ نشان دهنده بیش برآورد (Overestimate) یا کم برآورد (Underestimate) است. CD نسبت بین پراکنش مقادیر برآورده شده و اندازه گیری شده را نشان می دهد. بیشترین مقدار برای EF یک است. مقادیر EF و CRM می توانند منفی باشند. مقادیر برآورده شده را نسبت به مقدار میانگین اندازه گیری ها مقایسه می کنند. مقدار منفی EF دلالت بر آن دارد که میانگین مقادیر اندازه گیری شده تخمین بهتری را نسبت به مقادیر برآورده شده ارائه می دهد. CRM بیان کننده گرایش مدل به تخمین بیشتر و یا کمتر از مقادیر

زمانی ادامه می یابد تا سرانجام، ترکیب مورد نظر که دارای کمترین خطا بین مقادیر تخمینی و مشاهدهای است، به دست آید.

پس از تعیین تعداد k نزدیکترین همسایه جهت ورود به محاسبات، برنامه موردنظر جهت ورود ویژگی های هر خاک شامل مختصات جغرافیای هر نقطه در سیستم متريک، درصد ذرات شن، سيلت و رس، درصد آهک، هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک (EC)، واکنش شیمیایی خاک (pH) و درصد اشباع آن (SP) در محیط برنامه نویسی R اجرا شد. فوائل اقلیدسی داده هدف با هر یک از داده های بانک مرجع محاسبه و ذخیره گردید. مقدار تخمینی P_b برای هر کدام از نمونه های هدف بر اساس میانگین وزنی k تعداد از نزدیکترین همسایه های از پیش تعیین شده، به دست آمد. در نهایت اقدام به ارزیابی و اعتبارسنجی عملکرد مدل با استفاده از یکسری شاخص های آماری شد. یکی از شاخص های آماری که برای ارزیابی مدل ها از آن استفاده می شود، ضریب همبستگی پرسون می باشد که توسط رابطه زیر تعریف می شود (رابطه ۲).

$$r = \frac{n \left(\sum_{i=1}^n (P_i)(O_i) \right) - \left(\sum_{i=1}^n P_i \right) \left(\sum_{i=1}^n O_i \right)}{\sqrt{n \left[\sum_{i=1}^n (P_i)^2 - \left(\sum_{i=1}^n P_i \right)^2 \right] \left[\sum_{i=1}^n (O_i)^2 - \left(\sum_{i=1}^n O_i \right)^2 \right]}}, \quad [-1 \leq r \leq 1] \quad [2]$$

در این رابطه r ضریب همبستگی، P_i : مقدار پیش بینی شده برای نمونه i و O_i : مقدار مشاهده شده برای نمونه i نام می باشد. از آنجا که مقادیر ضریب همبستگی همواره در بازه $[1, -1]$ قرار می گیرند، قضاوت از روی این ضریب ساده بوده و ممکن است به نظر برسد که ضریب همبستگی می تواند معیار مناسبی در ارزیابی مدل باشد. با این حال باید توجه داشت که ضریب همبستگی نمی تواند به تنها یک شاخص مناسبی برای ارزیابی مدل باشد. زیرا ممکن است در یک مدل فرضی مقادیر پیش بینی و مشاهده شده دارای اختلافی فاحش باشند ولی این اشتباهات به گونه ای باشد که از یک روند یکنواخت پیروی نمایند. بنابراین اگرچه ضریب همبستگی به خوبی نشان دهنده

را جدا، و با میانگین وزنی، مقدار جرم ویژه ظاهری خاک هدف را تخمین بزنند. شکل ۲ مقادیر اندازه‌گیری و برآورد شده جرم ویژه ظاهری خاک را در مقابل هم به تصویر کشیده است و در شکل ۳، نقشه پراکنش میزان جرم ویژه ظاهری اندازه‌گیری شده و برآورد شده توسط مدل به تصویر کشیده شده است.

با توجه به شکل فوق می‌توان نتیجه گرفت که روند تغییرات مقادیر برآورده توسط مدل با مقادیر اندازه‌گیری شده، هم‌آهنگ بوده و یا به عبارت دیگر مدل مورد نظر توانسته است با دقت نسبتاً خوبی مقادیر جرم ویژه ظاهری خاک را برآورد نماید ($R^2 = 0.748$). همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد، در تکنیک‌های رگرسیون خطی ضریب همبستگی و یا توان دوم آن که به ضریب تبیین مشهور است، جهت تشخیص هم‌روندی دو متغیر به کار می‌رond. بنابراین، جهت تشخیص میزان دقت و توانایی یک مدل نیاز به یکسری پارامترهای آماری دیگر می‌باشد (۲).

بنابراین در این پژوهش علاوه بر محاسبه ضریب همبستگی، از آماره‌های خطای ماکزیمم (ME)، ریشه میانگین مربعات خطای ($RMSE$)، ضریب تبیین (CD)، کارآیی مدل (EF) و ضریب جرم باقی‌مانده (CRM) به عنوان شاخص‌هایی که جهت تعیین میزان کارایی مدل k نزدیک‌ترین همسایه استفاده شد. جدول ۲ میزان هر کدام از این آماره‌ها را نشان می‌دهد.

همان‌طور که از داده‌های جدول برمی‌آید، علاوه بر هم‌روندی مقادیر تخمینی با مقادیر اندازه‌گیری شده که از روی ضریب همبستگی نسبتاً بالا ($R^2 = 0.86$) استنباط می‌شود، مقدار بالای آماره EF ($EF = 0.75$) نیز میزان کارآیی مدل k -نزدیک‌ترین همسایه را نشان می‌دهد. آماره CD ، تمایل مدل را به بیش برآورد و یا کم برآورد کردن مدل نشان می‌دهد. هرچه مقدار این آماره از یک بیشتر باشد، با توجه به شکل رابطه (رابطه ۵)، تمایل مدل را به بیش برآورد نمودن مقادیر تخمینی نشان می‌دهد. همان‌طور که از مقدار آماره CD از جدول برآمد (۱/۳)، مدل اندکی تمایل به بیش برآورد نمودن

اندازه‌گیری شده است. به دست آوردن مقدار منفی CRM برای یک مدل تمایل مدل را برای بیش برآورد اندازه‌گیری‌ها نشان می‌دهد. اگر تمامی داده‌های برآورده شده و اندازه‌گیری شده یکسان باشند، نتایج آماره‌ها به صورت $ME = 0$, $RMSE = 0$, $EF = 1$, $CD = 1$ و $CRM = 0$ خواهد بود (۲).

نتایج و بحث

جدول ۱، توصیف آماری ویژگی‌های انتخابی خاک‌های موجود در بانک داده را نشان می‌دهد.

همان‌طور که اشاره شد رابطه لال و شارما (۲) تخمینی اولیه از مقدار k تعداد بهینه از نزدیک‌ترین همسایه‌ها از بانک مرجع به داده هدف ارائه می‌دهد. با توجه به این که تعداد داده موجود در بانک مرجع ۱۳۶ (۱۰۰ $>n$) عدد بوده لذا خواهیم داشت:

$$k = n^{1/2} \text{ for } n > 100$$

$$k = 136^{1/2} = 11.7$$

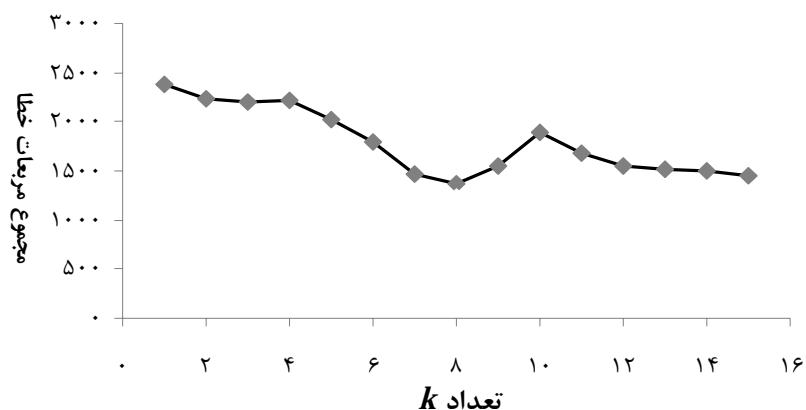
عدد به دست آمده حدود تقریبی میزان k بهینه را نشان می‌دهد ولی برای تعیین دقیق عدد k از تکنیک Cross Validation استفاده شد (شکل ۱).

شکل ۱ میزان دقت را در تکنیک Cross Validation جهت تعیین تعداد k بهینه را بر اساس آماره مجموع مربعات خطای (SSE) (Sum of Square Error) نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میزان خطای در کمترین تعداد همسایگی یعنی $K=1$ حداقل بوده و با افزایش این تعداد از میزان خطای کاسته شده است. این روند تا $K=8$ ادامه یافته ولی پس از آن دوباره میزان خطای افزایش یافته و یا به عبارت دیگر دقت تخمین‌ها کاهش یافته است. پس در واقع در دامنه مورد نظر (۱ تا ۱۵) تعداد $K=8$ بهینه‌ترین تعداد همسایگی جهت انجام تخمین‌ها بوده است.

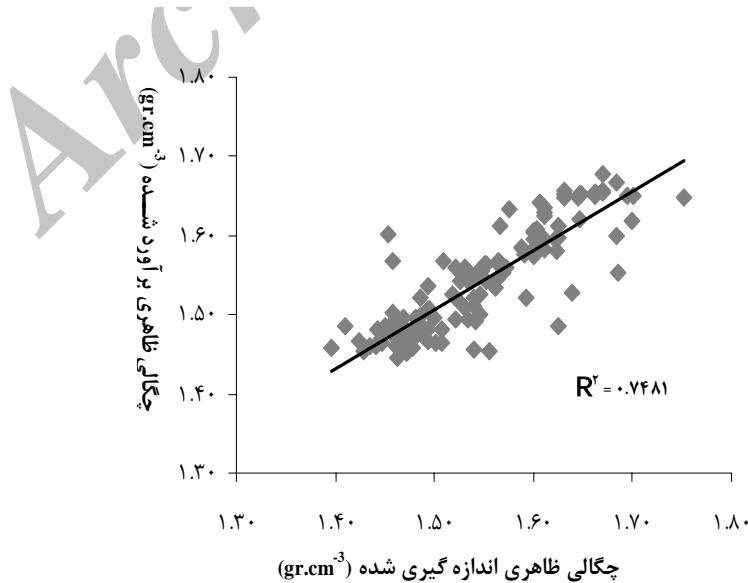
در مرحله بعد الگوریتم موردنظر در محیط برنامه R نوشته شد تا خود برنامه به شکل هوشمند از بانک داده، نزدیک‌ترین داده‌ها را به داده هدف انتخاب نموده و پس از مرتب‌سازی آنها بر اساس کمترین فاصله اقلیدسی، ۸ داده نزدیک به داده هدف

جدول ۱. خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی پارامترهای خاکی به کار رفته جهت تخمین k -نزدیکترین همسایه

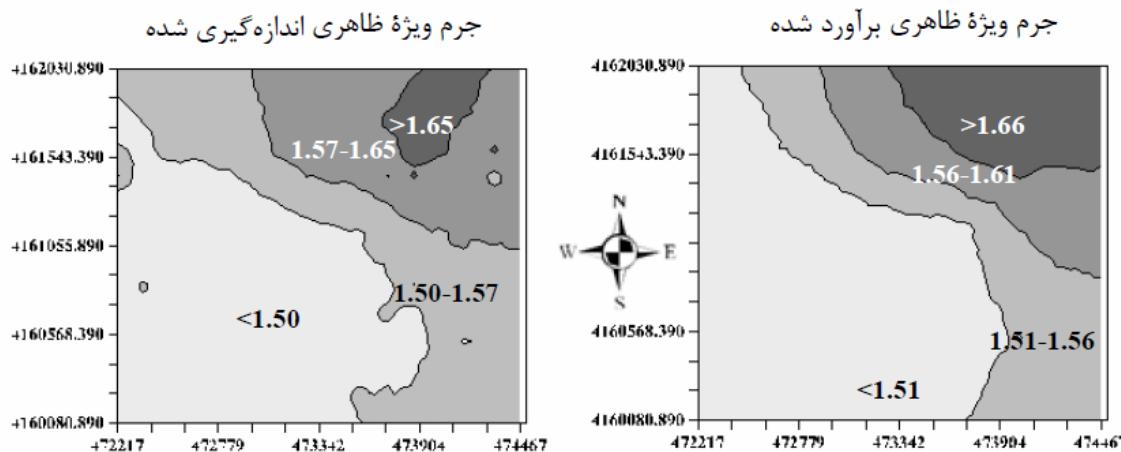
ویژگی	واحد	دامنه	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	واریانس
جرم ویژه ظاهری	g.cm^{-3}	۰/۵	۱/۲۶	۱/۷۵	۱/۵۳	۰/۰۹	۰/۰۰۷
شن	g.g^{-1}	۰/۷	۰/۰۴	۰/۲۲	۰/۰۸۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷
سیلت	g.g^{-1}	۰/۵	۰/۱۳	۰/۶۲	۰/۰۵۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳
رس	g.g^{-1}	۰/۳	۰/۱۲	۰/۴۴	۰/۰۴۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲
کربن آلی	%	۱/۷	۰/۲۱	۱/۹۱	۰/۸۸	۰/۰۲۲	۰/۰۴۹
آهک	%	۴۲	۰/۷۵	۲۱/۹۹	۰/۳۶	۲۸/۷۷	۰/۰۳۶
شوری	dS.m^{-1}	۲/۵	۰/۲۷	۳/۸۱	۱/۷۴	۰/۲۳	۰/۰۲۳
pH	-	۱/۹	۶/۴۴	۸/۳۳	۷/۳۶	۰/۰۲۹	۰/۰۸۸
درصد اشباع	%	۲۳	۴۳	۶۶	۵۱/۳۲	۴/۲۰	۱۷/۶۶



شکل ۱. تعیین میزان k بهینه بر اساس آماره مجموع مربعات



شکل ۲. جرم ویژه ظاهری اندازه گیری شده و برآورده شده توسط تکنیک K -نزدیکترین همسایه



شکل ۳. نقشه پراکنش میزان جرم ویژه ظاهری اندازه‌گیری شده و برآورد شده توسط مدل

جدول ۲. آمارهای محاسباتی جهت تعیین میزان قابلیت تکنیک k -نرديک ترین همسایه در برآورد جرم ویژه ظاهری خاک

CRM	ME	RMSE	CD	EF	r
۰/۰۰۱	۰/۱۵	۲/۵	۱/۳	۰/۷۵	۰/۸۶

خصوصیات آن شامل توزیع اندازه ذرات خاک، واکنش خاک (pH)، هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک (EC)، درصد مواد آلی خاک و درصد آهک آن به کار گرفته شد. انجام این روش سه مرحله دارد که به طور خلاصه عبارت اند از محاسبه فاصله رکورد هدف (مجھول) با هر یک از رکوردهای آموزش، تعیین k تعداد از نرديک ترین همسایه های رکورد مجھول و در نهایت استفاده از برچسب های کلاس نرديک ترین همسایه های تعیین شده به منظور تعیین برچسب رکورد مجھول (با توجه به اکثریت آراء). پس از تعیین $K=8$ به عنوان نرديک ترین (مشابه ترین) خاک ها از بانک مرجع با خاک هدف، مقدار جرم ویژه ظاهری خاک هدف از طریق الگوریتمی که در محیط نرم افزاری R نوشته شده بود، تخمین زده شد. پارامترهایی آماری برای تعیین میزان دقیق و توانایی رویکرد مذکور به کار گرفته شد و مشخص گردید که این تکنیک حساسیتی قابل قبول در تخمین جرم ویژه

تخمین های خود نشان می دهد. آماره های ME و RMSE CRM نیز هر کدام به نوعی نشان دهنده میزان خطای مدل در انجام برآوردها بوده است که هر چه مقادیر این آماره ها اندک و به صفر نزدیک تر باشد، دقت مدل بالا بوده و تخمین های آن به واقعیت نزدیک تر است. با در نظر گرفتن مقادیر ۰/۱۵، ۲/۵ و ۰/۰۰۱ به ترتیب برای آماره های CRM و ME و RMSE می توان نتیجه گیری نمود که مدل k -نرديک ترین همسایه در انجام تخمین های خود از مقدار خطای اندکی برخوردار بوده و مجدداً می توان از توان بالا و دقت قابل قبول این مدل در انجام تخمین جرم ویژه ظاهری خاک اطمینان حاصل نمود.

نتیجه گیری

در این پژوهش برای نخستین بار تکنیک k -نرديک ترین همسایه به منظور تخمین جرم ویژه ظاهری خاک از روی سایر

ظاهری خاک داشته و پیشنهاد می‌گردد تا توانایی این شیوه در تخمین سایر ویژگی‌های خاکی و با سایر بانک‌های داده

منابع مورد استفاده

1. جلالی و. ر., م. همایی و س. خ. میرنیا. ۱۳۸۷. مدلسازی واکنش کلزا به شوری طی مراحل مختلف رشد زایشی. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۱۲(۴۴): ۱۱۱-۱۲۱.
2. جلالی و. ر., م. همایی و س. خ. میرنیا. ۱۳۸۶. مدلسازی واکنش کلزا به شوری طی مراحل مختلف رشد رویشی. تحقیقات مهندسی کشاورزی ۸(۴): ۹۵-۱۱۲.
3. Bannayan, M. and G. Hoogenboom. 2008. Weather Analogue: A tool for lead time simulation of daily weather data based on modified K-nearest-neighbor approach. Env. Model. and Software 23: 703-713.
4. Bouma, J. 1989. Using soil survey data for quantitative land evaluation. Adv. in Soil Sci. 9:177-213.
5. Carter, M. R. 1993. Soil Sampling and Methods of Analysis. Lewis Pub., USA.
6. Dasarathy, B.V. 1991. Nearest neighbor (NN) Norms: NN pattern classification techniques. IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA.
7. Gee, G.W. and J.W. Bauder. 1986. Particle size analysis. PP. 383-411. In: Klute (Ed.), Methods of Soil Analysis. Part 1, 2nd ed., America Society of Agronomy, Madison, WI.
8. Ghorbani Dashtaki, S., M. Homaee, M. H. Mahdian and M. Kouchakzadeh. 2009. Site-dependence performance of infiltration models. Water Resour. Manag. 23: 2777-2790.
9. Heuscher, S.A., C.C. Brandt and P. M. Jardine. 2005. Using soil physical and chemical properties to estimate bulk density. Soil Sci. Soc. Amer. J. 69:51-56.
10. Homaee, M. and A. Farrokhanian Firouzi. 2008. Deriving point and parametric pedotransfer function of some gypsiferous soils. Aust. J. Soil Res. 46: 219-2277.
11. Homaee, M., C. Dirksen and R. A. Feddes. 2002. Simulation of root water uptake. I. Non-uniform transient salinity using different macroscopic reduction functions. Agric. Water Manag. 57: 89-109.
12. Jagtap, S.S., U. Lall, J.W. Jones, A.J. Gijsman and J.T. Ritchie. 2004. Dynamic nearest-neighbor method for estimating soil water parameters. Trans. ASAE 47:1437-1444.
13. Klute, A. 1986. Ed. Methods of soil analysis, Part 1: Physical and Mineralogical Methods. 2nd ed., Monogr. 9. ASA. and SSSA, Madison, WI.
14. Lall, U. and A. Sharma. 1996. A nearest-neighbor bootstrap for resampling hydrologic time series. Water Resour. Res. 32:679-693.
15. Lopez, H.F., A.R. Ek and M.E. Bauer. 2001. Estimation and mapping of forest stand density, volume, and cover type using the k-nearest neighbors method. Remote Sens. Environ. 77: 251- 274.
16. Marshall, L., D. Nott and A. Sharma. 2004. A comparative study of Markov chain Monte Carlo methods for conceptual rainfall-runoff modeling. Water Resour. Res. 40:2501-2512.
17. Minasny, B. and A.B. McBratney. 2002. The Neuro-m method for fitting neural network parametric pedotransfer functions. Soil Sci. Soc. Amer. J. 66:352-361.
18. Nemes, A., D.J. Timlin, A. Pachepsky Ya and W.J. Rawls. 2009. Evaluation of the Rawls et al. (1982) Pedotransfer Functions for their Applicability at the U.S. National Scale. Soil Sci. Soc. Amer. J. 73:1638-1645.
19. Nemes A., R.T. Roberts, W.J. Rawls, Ya.A. Pachepsky and M.Th. van Genuchten. 2008. Software to estimate _33 and _1500 kPa soil water retention using the non-parametric k-Nearest Neighbor technique. Environ. Model. and Software 23: 254-255.
20. Nemes A., W.J. Rawls and Ya. Pachepsky. 2006. Use of the Nonparametric Nearest Neighbor Approach to Estimate Soil Hydraulic Properties. Soil Sci. Soc. Amer. J. 70:327-336.
21. Nemes, A., J.H.M. Wösten, A. Lilly and J.H. Oude Voshaar. 1999. Evaluation of different procedures to interpolate the cumulative particle-size distribution to achieve compatibility within a soil database. Geoderma 90:187-202.
22. Page, A. L., R. H. Miller and D. R. Keeney. 1982. Methods of Soil Analysis, Part II, Physical Properties. ASA, SSSA, Madison, WI.
23. Salifu, K.F., W.L. Meyer and H.G. Murchison. 1999. Estimating soil bulk density from organic matter content, pH, silt and clay. J. Tropic. For. 15:112-120.
24. Sankarasubramanian, A. and U. Lall. 2003. Flood quantiles in a changing climate: Seasonal forecasts and causal

- relations. *Water Resour. Res.* 39(5):1134-1144.
25. Schaap MG, Leij FJ, van Genuchten MTh 2001. Rosetta: a computer program for estimating soil hydraulic parameters with hierarchical pedotransfer functions. *J. Hydrol.* 251: 163–176.
26. Sharma, A. and R. O'Neill. 2002. A nonparametric approach for representing interannual dependence in monthly streamflow sequences. *Water Resour. Res.* 38:5-15.
27. Souza Filho, F.A. and U. Lall. 2003. Seasonal to interannual ensemble streamflow forecasts for Ceara, Brazil: Applications of a multivariate, semiparametric algorithm. *Water Resour. Res.* 39:1307-1317.
28. Tamminen, P. and M. Starr. 1994. Bulk density of forested mineral soils. *Silva Fennica* 28:53–60.
29. Twarakavi, N.K.C., J. Šimůnek, and M.G. Schaap. 2009. Development of Pedotransfer Functions for Estimation of Soil Hydraulic Parameters using Support Vector Machines. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 73:1443-1452.
30. Walkley, A. and I.A. Black. 1934. An examination of the Degtjareff for determining soil organic matter and a proposed modification of the chromic acid titration method. *Soil Sci.* 37: 29-38.
31. Yakowitz, S. 1993. Nearest-neighbor estimation for null-recurrent Markov time series. *Stoch. Proc. Appl.* 48:311–318.

Archive of SID