

کاربرد شاخص موران در تشخیص داده‌های پرت مکانی و ارزیابی اثر آن‌ها بر برآورد توزیع مکانی ماده آلی خاک

فرخ اسدزاده¹، مریم رحمتی و حسین عسگرزاده

استادیار دانشگاه ارومیه؛ f.asadzadeh@urmia.ac.ir

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه ارومیه؛ maryam.rahmati932@gmail.com

استادیار دانشگاه ارومیه؛ asgarzadeh8688@gmail.com

دریافت: 95/4/27 و پذیرش: 95/7/5

چکیده

ماده آلی خاک به‌عنوان شاخصی کلیدی از درجه تخریب خاک‌ها و قابلیت ترسیب کربن در آن‌ها بوده و تعیین الگوی پراکنش مکانی آن در یک منطقه از اقدامات اساسی برای تدوین استراتژی‌های مؤثر مدیریت خاک و اکوسیستم محسوب می‌شود. در این خصوص، روش‌های زمین‌آماری مانند کریجینگ به‌طور گسترده‌ای به‌منظور تعیین الگوی پراکنش مکانی کربن آلی و سایر ویژگی‌های خاک به کار برده شده است. ویژگی‌های آماری داده‌های اولیه تأثیر بسیار زیادی بر کیفیت نقشه‌های تولیدشده داشته و از این‌رو تشخیص و حذف داده‌های پرت کلی و مکانی به‌عنوان یک گام اساسی اولیه در تهیه نقشه‌های دقیق‌تر از ماده آلی محسوب می‌شود که در پژوهش‌های پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین، این پژوهش باهدف ارزیابی اثر داده‌های پرت مکانی بر چگونگی توزیع ماده آلی خاک در حوزه آبخیز روضه‌چای واقع در شهرستان ارومیه، استان آذربایجان غربی، صورت گرفت. برای این منظور 89 نمونه خاک سطحی (10-0 سانتی‌متری) بر اساس روش نمونه‌برداری تصادفی نظارت‌شده از حوزه تهیه شد. داده‌های پرت کلی مربوط به ماده آلی با استفاده از نمودار جعبه‌ای و پس از نرمال کردن توزیع مقادیر حذف شد. به‌منظور حذف داده‌های پرت مکانی از شاخص‌های موران کلی و محلی استفاده شد. کورلوگرام شاخص موران کلی در فاصله 900 متری حداکثر همبستگی مکانی را نشان داد که این فاصله به‌عنوان مبنای تعیین نقاط پرت مکانی با استفاده از شاخص موران محلی در نظر گرفته شد. نقشه خوشه‌بندی به‌دست آمده از شاخص موران محلی، چهار داده پرت مکانی را در منطقه نشان داد که با حذف آن‌ها مقادیر ضراب کاری نقشه‌کریجینگ شامل MAE و RMSE به ترتیب از 0/97 و 1/31 به 0/85 و 1/12 کاهش یافته و در نتیجه دقت نقشه در مقایسه با شرایط عدم حذف این داده‌ها 13/5 درصد افزایش یافت. نتایج کلی، مؤید کارایی استفاده از شاخص موران برای تشخیص داده‌های پرت مکانی و اثر مثبت حذف این داده‌ها در افزایش دقت نقشه کریجینگ ماده آلی در منطقه بود.

واژه‌های کلیدی: داده پرت کلی، کریجینگ، ساختار مکانی، ارومیه

¹ نویسنده مسئول، آدرس: ارومیه، دانشگاه ارومیه - دانشکده کشاورزی، گروه مهندسی علوم خاک

مقدمه

ماده آلی خاک تأثیر فراوانی بر روی ویژگی‌های فیزیکی، شیمیایی و بیولوژیکی خاک داشته و به‌عنوان یک عامل کلیدی در ارتقاء حاصلخیزی، بهبود کیفیت فیزیکی، افزایش قابلیت ذخیره آب و در نهایت کاهش فرسایش خاک محسوب می‌شود. ماده آلی خاک به‌عنوان مهم‌ترین عامل در ارزیابی میزان تخریب خاک در مقیاس جهانی محسوب شده و در طول دو دهه اخیر به دلیل نقش ویژه‌ای که در تغییر اقلیم جهانی و مسائل زیست‌محیطی دارد، به‌شدت مورد توجه پژوهشگران بوده است (استاکمن و همکاران، 2013). تجزیه ماده آلی سبب آزاد شدن عناصر غذایی مانند نیتروژن و فسفر در خاک شده و می‌تواند در افزایش حاصلخیزی خاک‌ها اثر قابل‌توجهی داشته باشد. از سوی دیگر، کربن آلی که به‌عنوان مهم‌ترین جزء ماده آلی خاک محسوب می‌شود، از نظر کمی اهمیت فراوانی داشته و تغییر در فراوانی و ترکیب آن اثرات اساسی بر روی فرآیندهای اکوسیستم دارد.

کربن موجود در مواد آلی خاک پس از تخریب و تجزیه می‌تواند به‌صورت دی‌اکسید کربن وارد اتمسفر شده و آثار سوء زیست‌محیطی بر جای گذارد (ل، 2004). تخمین زده می‌شود که کربن آلی خاک حداقل دو برابر بیش از میزان کل کربن ذخیره‌شده در گیاهان و اتمسفر باشد (کوتروفو و همکاران، 2011). بر این اساس، ماده آلی خاک به‌عنوان مهم‌ترین منبع کربن، اصلی‌ترین جزء چرخه کربن در دنیا را تشکیل داده و تلفات اندک آن در اثر فرسایش و یا به‌کارگیری روش‌های غلط مدیریتی سبب افزایش غلظت دی‌اکسید کربن اتمسفری خواهد شد (لی و همکاران، 2011). بنابراین، ارزیابی صحیح از میزان و توزیع مکانی ماده آلی در یک منطقه، به‌عنوان پایه اصلی در درک قابلیت خاک‌ها برای ترسیب کربن، کمی‌سازی شرایط منبع و مخزن کربن در خاک‌ها و همچنین تدوین استراتژی‌های مؤثر در کاهش اثرات سوء مربوط به تخریب خاک‌ها محسوب می‌شود (ژانگ و شائو، 2014).

در سال‌های اخیر، پژوهش‌های فراوانی در رابطه با تخمین میزان ماده آلی خاک‌ها در مقیاس‌های مکانی مختلف صورت گرفته و در این زمینه روش‌های زمین‌آماري در کنار استفاده از ابزارهایی مانند سیستم اطلاعات جغرافیایی¹ (GIS) به‌طور موفقیت‌آمیزی به‌کار برده شده‌اند (ونگ و همکاران، 2010، میرزایی و همکاران، 2016). لی و همکاران (2006) با کمک کریجینگ و بر مبنای مدل نمایی نیم‌تغییرنما اقدام به

ترسیم الگوی پراکنش مکانی کربن آلی نمودند. نتایج این پژوهشگران بیانگر توزیع لاگ‌نرمال مقادیر ماده آلی بوده و ارتباط معنی‌داری بین الگوی توزیع کربن آلی با الگوی توپوگرافی و کاربری اراضی در منطقه را نشان داد. لی و همکاران (2014) نیز با استفاده از رگرسیون - کریجینگ اقدام به بررسی توزیع مکانی کربن آلی در مناطق جنگلی نموده و پیوستگی مکانی مطلوبی را برای کربن آلی خاک گزارش کردند. نتایج آن‌ها بیانگر ارتباط معنی‌دار بین مقدار کربن آلی با ویژگی‌های توپوگرافی مانند ارتفاع، درجه و جهت شیب بود. بوهونیا و همکاران (2016) نیز با استفاده از توابع با پایه شعاعی اقدام به ترسیم الگوی مکانی کربن آلی نموده و دریافتند که کربن آلی با افزایش عمق خاک کاهش یافته و توزیع مکانی آن تابعی از کاربری اراضی است. این پژوهشگران حداکثر ماده آلی را در مناطق جنگلی و حداقل آن را در اراضی آیش گزارش کردند. بامری و همکاران (2015) پراکنش مکانی کربن آلی خاک در منطقه توشان استان گلستان را بررسی نموده و دریافتند که با افزایش شیب و ارتفاع مقدار کربن آلی خاک کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، نتایج آن‌ها نشان‌دهنده اثر مثبت استفاده از مقدار رس به‌عنوان متغیر کمکی در برآورد توزیع مکانی کربن آلی خاک بود.

موارد اشاره شده نمونه‌هایی از صدها پژوهش صورت گرفته در زمینه استفاده از روش‌های زمین‌آماري برای تعیین توزیع مکانی مواد آلی در خاک‌های مناطق مختلف است. اما نکته مهم در رابطه با موفقیت روش‌های زمین‌آماري مانند کریجینگ، در ارزیابی الگوی توزیع مکانی ویژگی‌های خاک از جمله ماده آلی، در وهله اول تابعی از کیفیت داده‌های خام است (فو همکاران، 2010). برای نمونه توزیع نرمال داده‌های خام تأثیر زیادی در شکل نیم‌تغییرنما و در نتیجه دقت، برآورد مدل‌های زمین‌آماري خواهد داشت (کری و الیور، 2007). تشخیص و مدیریت داده‌های پرت از دیگر گام‌های اساسی و مؤثر در افزایش کارایی روش‌های زمین‌آماري است. چراکه وجود داده‌های پرت سبب نامنظم شدن نیم‌تغییرنما شده و در نهایت دقت نقشه‌های تولیدشده را کاهش می‌دهد (مک‌گرات و ژانگ، 2003). از نظر آماری داده‌های پرت به مقادیری اطلاق می‌شوند که دارای تفاوت‌های فاحشی با بقیه داده‌ها بوده و آماره‌هایی مانند میانگین و انحراف استاندارد می‌توانند به‌عنوان معیار تشخیص داده‌های پرت محسوب شوند. این‌گونه داده‌ها که معیار تشخیص آن‌ها بررسی و مقایسه آن‌ها با کل جامعه آماری است، در اصطلاح تحت عنوان داده‌های پرت کلی² نامیده می‌شوند

² Global outlier

¹ Geographical information system (GIS)

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه و نمونه‌برداری

این پژوهش در حوزه آبخیز روضه‌چای واقع در شهرستان ارومیه و استان آذربایجان غربی انجام شد (شکل 1). این حوزه یکی از زیرحوزه‌های مربوط به دریاچه ارومیه است که در بخش غربی دریاچه قرار داشته و در امتداد غرب به شرق کشیده شده است. مساحت حوزه در حدود 45300 هکتار بوده و رودخانه اصلی آن نیز روضه‌چای نام دارد. بر اساس آمار ایستگاه سینوپتیک ارومیه (37°40' - 45°03') که در پایین‌دست حوزه واقع شده، میانگین بارش 30 ساله اخیر (1984-2014) در حوزه برابر با 313 میلی‌متر و میانگین حداقل و حداکثر دمای ماهانه نیز در آن به ترتیب برابر با 2- درجه سانتی‌گراد (ژانویه) و 24 درجه سانتی‌گراد (جولای) است. فعالیت‌های کشت و کار در بخش‌های بالادست حوزه به دلیل شیب‌دار بودن اراضی از نوع کشت دیم بوده و در بخش‌های میانی و پایین‌دست حوزه نیز کشت‌های آبی از نوع زراعت و باغداری (سیب و انگور) انجام می‌شود (شکل 1).

تعداد 89 نمونه خاک سطحی از عمق 0-10 سانتی‌متری به‌صورت تصادفی نظارت‌شده از منطقه تهیه شد. به‌این ترتیب که لایه نمونه‌برداری منطبق بر تفاوت‌های منطقه از نظر زمین‌شناسی، شیب و پوشش گیاهی بوده و در هر طبقه، موقعیت تصادفی نمونه‌برداری طوری انتخاب شد که تعداد نمونه‌ها متناسب با مساحت طبقه باشد. نمونه‌های خاک پس از انتقال به آزمایشگاه هواخشک شده و سپس محتوای ماده آلی آن‌ها به روش اکسیداسیون مرطوب تعیین شد (زاوول، 1994).

ارزیابی آماره‌های کلاسیک در نقاط نمونه‌برداری

در این پژوهش به‌منظور بررسی توزیع آماری مقادیر ماده آلی از نمودارهای هیستوگرام استفاده شده و از آزمون کولموگروف - اسمیرنوف برای بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها استفاده شد. بررسی داده‌های پرت کلی نیز با استفاده از نمودارهای جعبه‌ای صورت گرفت (ژانگ و همکاران، 2009). به‌منظور ترسیم هیستوگرام، نمودار جعبه‌ای و همچنین آزمون نرمال بودن داده‌ها از نرم‌افزار Minitab 16 استفاده شد.

(لالور و ژانگ، 2001). در مقابل دسته دیگری از داده‌های پرت نیز وجود دارند که از آن‌ها تحت عنوان داده‌های پرت محلی¹ و یا مکانی² یاد می‌شود (ژانگ و همکاران، 2009). معیار تشخیص در رابطه با داده‌های پرت مکانی مقایسه مقادیر موردنظر با داده‌هایی است که از نظر موقعیت در فاصله مشخصی از نقطه موردنظر قرار گرفته‌اند.

با توجه به اهمیت داده‌های پرت در تحلیل توزیع مکانی متغیرهای مربوط به خاک از جمله ماده آلی، در سال‌های اخیر روش‌های مختلفی نظیر استفاده از نمودارهای جعبه‌ای³ و نمودارهای Q-Q⁴ به‌منظور تشخیص داده‌های پرت کلی و شاخص‌های محلی پیوستگی مکانی⁵ (LISA) مانند شاخص G گتیس⁶، شاخص C گیبری⁷ و شاخص I موران⁸ به‌منظور تشخیص شاخص داده‌های پرت مکانی به‌کار برده شده‌اند (ایشیوکا و همکاران، 2007). بررسی منابع نشان می‌دهد که شاخص موران در مقایسه با سایر شاخص‌های LISA کاربرد بیشتری داشته و به‌طور موفقیت‌آمیزی در مطالعات زیست‌محیطی (برودی و همکاران، 2006)، آلودگی خاک (ژائو و همکاران، 2014) و کیفیت آب (تو و خیا، 2008) مورد استفاده واقع شده است. به‌علاوه شاخص موران قابلیت تشخیص و ارائه نقشه الگوهای توزیع مکانی مانند خوشه‌های بیش-بیش⁹ و یا کم-کم¹⁰ را نیز دارد (ماندال و ماندال و همکاران، 2015؛ سالامه و همکاران، 2016).

بررسی پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه تغییرات مکانی ویژگی‌های خاک نشان می‌دهد که به‌رغم انجام مطالعات فراوان در رابطه با تولید نقشه‌های مربوط به توزیع مکانی ویژگی‌های مختلف خاک، تاکنون توجه بسیار کمی به مسئله وجود داده‌های پرت مکانی و تأثیر آن‌ها بر الگوی پیوستگی متغیر موردنظر شده است. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف تشخیص داده‌های پرت کلی و مکانی و بررسی تأثیر آن‌ها بر پیش‌بینی توزیع مکانی ماده آلی خاک در حوزه آبخیز روضه‌چای صورت گرفته است.

1. Local outlier

2. Spatial outlier

3. Box plot

4. Quantile-Quantile plot

5. Local indicator of spatial association (LISA)

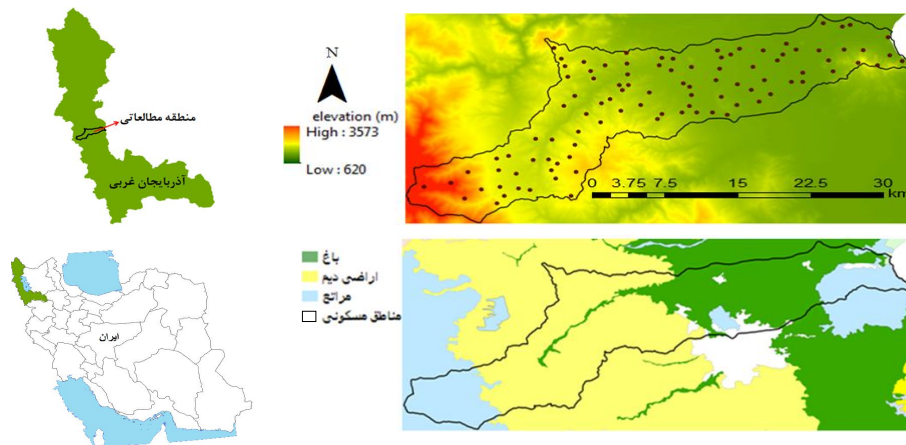
6. Getis's G index

7. Geary's C index

8. Moran's I index

9. High-High cluster

10. Low-Low cluster



شکل 1- موقعیت جغرافیایی حوزه آبخیز مورد مطالعه و پراکندگی نقاط مربوط به نمونه برداری خاک

مکانی کلی در داده‌ها را نشان می‌دهد. به این ترتیب که مقدار شاخص موران کلی با استفاده از رابطه‌ی (1) برای بازه‌های فاصله‌ای مختلف محاسبه شده و بازه‌ایی که در آن حداکثر مقدار درجه‌ی همبستگی بر مبنای شاخص موران مشاهده شود، به عنوان بازه‌ی فاصله‌ای مناسب برای محاسبه‌ی شاخص موران محلی انتخاب می‌گردد (شکل 2). در واقع، شاخص موران محلی، درجه همبستگی مکانی متغیر مورد نظر در هر نقطه به خصوص را بر مبنای بازه فاصله‌ای مشخص (به دست آمده از ارزیابی شاخص موران کلی) می‌تواند نشان دهد. شاخص موران محلی نیز با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه است (آنسلین، 1995).

(2)

$$I_i = \frac{z_i - \bar{z}}{\sigma^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n [W_{ij}(z_j - \bar{z})]$$

که پارامترهای این رابطه همان تعاریف ارائه شده در رابطه (1) را داشته و σ^2 واریانس متغیر Z است. مقادیر مثبت و بزرگ‌تر شاخص موران محلی نشان‌دهنده این است که در محل مورد مطالعه مقادیر بزرگ‌تر در همسایگی یکدیگر و مقادیر کوچک‌تر نیز در همسایگی یکدیگر قرار دارند که به این حالت در اصطلاح خوشه مکانی³ اطلاق می‌شود. زمانی که همبستگی مکانی مثبت با استفاده از شاخص موران محلی مشاهده شود، خوشه‌های مکانی در دو حالت بیش - بیش (نقاط با مقادیر بزرگ‌تر در همسایگی هم) و کم - کم (نقاط با مقادیر کوچک‌تر در همسایگی هم) می‌توانند وجود داشته باشند. کوچک‌تر شدن مقادیر شاخص موران محلی

شاخص موران

شاخص موران شامل شاخص‌های موران کلی¹ و محلی² به‌عنوان ابزار اساسی در بررسی ارتباط مکانی داده‌ها با یکدیگر محسوب می‌شود. در این پژوهش، شاخص موران کلی در مرحله اول و به‌منظور بررسی درجه همبستگی مکانی مقادیر ماده آلی در نقاط نمونه‌برداری مورد استفاده قرار گرفت. دامنه مقادیر شاخص موران کلی از -1 تا +1 می‌تواند متغیر باشد. مقدار برابر با +1 نشان‌دهنده بیشترین درجه همبستگی مکانی مثبت (تجمع نقاط با مقدار بزرگ‌تر ماده آلی در کنار هم و یا تجمع نقاط با مقدار ماده آلی کم در کنار هم)، مقدار برابر با -1 نشان‌دهنده بیشترین درجه همبستگی مکانی منفی (انگوی شطرنجی؛ مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر به‌طور تناوب در کنار هم) و مقدار برابر با صفر نیز نشان‌دهنده حداکثر درجه تصادفی بودن توزیع مقادیر است (تو و خیا، 2008). شاخص موران کلی با استفاده از رابطه (1) قابل محاسبه است.

(1)

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}$$

که در آن: n : تعداد نمونه، \bar{z} : مقدار میانگین متغیر Z ، z_i : مقدار متغیر در مکان i ، z_j : مقدار متغیر در سایر مکان‌ها ($i \neq j$) و W_{ij} تابع وزنی فاصله برای نقاط z_i و z_j است. مقدار تابع وزنی به‌طور معمول به صورت معکوس فاصله بین دو نقطه‌ی i و j در نظر گرفته می‌شود (هو و همکاران، 2012؛ ژانگ و همکاران، 2008). شاخص موران کلی وجود و یا عدم وجود همبستگی

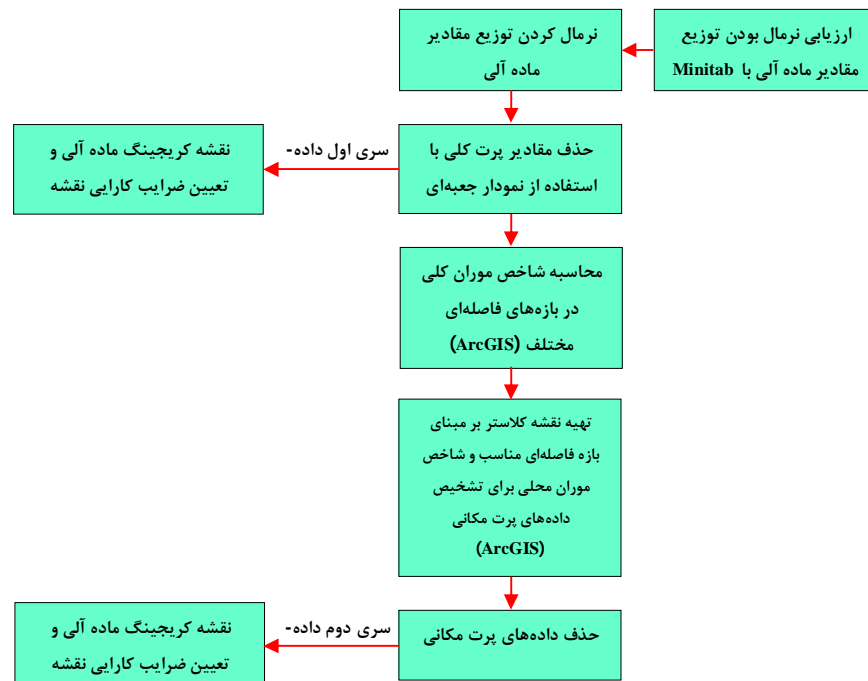
¹ Global Moran's I index

² Local Moran's I index

³ Spatial cluster

همسایگی نقاط با مقادیر زیاد) باشد. در این پژوهش از شاخص‌های موران کلی و محلی برای تشخیص داده‌های پرت مکانی استفاده شد. در شکل (2) نمایش طرح‌وار مربوط به مراحل انجام این پژوهش نشان داده شده است.

نشان‌دهنده افزایش احتمال وجود داده پرت مکانی خواهد بود. داده‌های پرت مکانی می‌توانند به شکل خوشه‌های بیش - کم (نقطه با مقدار زیاد در همسایگی نقاط با مقادیر کم) و یا کم - بیش (نقطه با مقدار کم در



شکل 2- نمایش طرح‌دار مراحل انجام پژوهش

نتایج

در جدول (1) خلاصه ویژگی‌های آماری مربوط به مقادیر اندازه‌گیری شده ماده آلی ارائه شده است. دامنه تغییرات ماده‌ی آلی در خاک‌های منطقه زیاد و در محدوده‌ی 0/03-12/07 درصد بود. مقادیر کمتر ماده آلی بیشتر مربوط به مناطق مرتفع واقع در بالادست حوزه است که اغلب به دلیل سنگلاخی بودن فاقد پوشش گیاهی کافی هستند. مقادیر بیشتر ماده آلی نیز مربوط به باغات بود که منشأ افزایش ماده آلی در این مناطق می‌تواند افزوده شدن کودهای دامی در این مزارع باشد. میانگین ماده آلی در خاک‌های منطقه نیز برابر با 3/05 درصد بود.

تهیه نقشه‌ها

از نرم‌افزار ArcGIS 10 و از روش کربجینگ معمولی به منظور تهیه نقشه‌های پراکنش مکانی ماده آلی استفاده شد. تحلیل‌های اولیه آماری بر روی داده‌های ماده آلی در سه حالت شامل داده‌های خام ماده آلی، داده‌های ماده آلی پس از حذف داده‌های پرت کلی و داده‌های ماده آلی پس از حذف نقاط پرت کلی و نقاط پرت مکانی صورت پذیرفت. در تولید نقشه‌ها نیز، داده‌ها در دو سری (1) پس از حذف مقادیر پرت کلی و (2) پس از حذف مقادیر پرت کلی و مکانی مورد ارزیابی قرار گرفتند (شکل 2). ارزیابی دقت نقشه‌های تولیدشده با استفاده از میانگین قدرمطلق خطا¹ (MAE)، ریشه میانگین مربعات خطا² (RMSE) و همچنین ضریب همبستگی بین مقادیر برآورد شده با مقادیر اندازه‌گیری شده صورت گرفت.

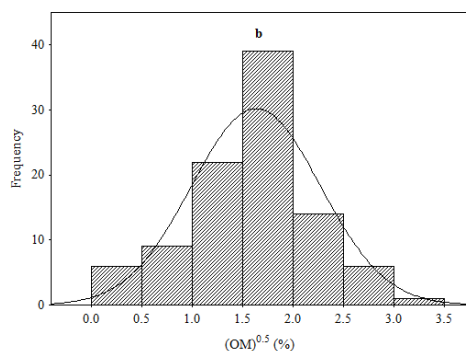
1. Mean absolute error

2. Root mean square error

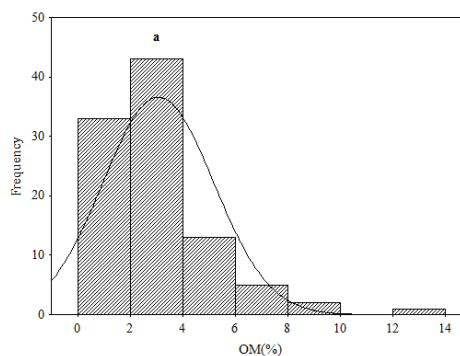
جدول 1- برخی آماره‌های ماده آلی (%) خاک در منطقه مورد مطالعه

آماره مقدار	حداقل	حداکثر	میانگین	میانۀ	انحراف معیار	ضریب تغییرات (%)
	0/03	12/07	3/05	2/79	2/12	69/5

است، تنها مربوط به یک نمونه و متعلق به یکی از باغات سیب بود که به احتمال زیاد در نتیجه مصرف مقادیر زیاد کود دامی ایجاد شده است. بقیه نمونه‌ها اغلب دارای مقدار ماده آلی کمتر از 3 درصد بودند. با توجه به عدم توانایی تبدیل لگاریتمی در تبدیل توزیع داده‌ها به توزیع نرمال، از تبدیل ریشه دوم به منظور نرمال کردن توزیع داده‌ها استفاده شد که هیستوگرام مربوط به توزیع فراوانی داده‌ها قبل و بعد از تبدیل ریشه دوم در شکل (3) قابل مشاهده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، مقادیر تبدیل‌شده ماده آلی دارای توزیع نرمال بوده ($P = 0/081$) و تشخیص وجود داده‌های پرت کلی از طریق آن دشوار است.



بررسی توزیع فراوانی ماده آلی با استفاده از آزمون کولموگروف - اسمیرنوف نشان داد که توزیع فراوانی مقادیر ماده آلی اندازه‌گیری شده در منطقه نرمال نبوده ($P\text{-value} < 0/01$) و فراوانی مقادیر کوچک‌تر از سه درصد، در آن بیش‌تر است (شکل 3). از سوی دیگر دنباله منحنی توزیع فراوانی، به سمت مقادیر بزرگ‌تر ماده آلی کشیده شده و دارای چولگی مثبت است. همچنین یک انقطاع در محدوده مقادیر حدود 10-12 درصد دیده می‌شود که این امر از یک سو نشان‌دهنده کم بودن فراوانی داده‌های با مقدار زیاد ماده آلی در منطقه بوده و از سوی دیگر می‌تواند بیانگر احتمال وجود داده‌های پرت کلی در مقادیر ماده آلی نمونه‌ها باشد. لازم به ذکر است که حداکثر مقدار ماده آلی مشاهده‌شده که معادل با 12/07

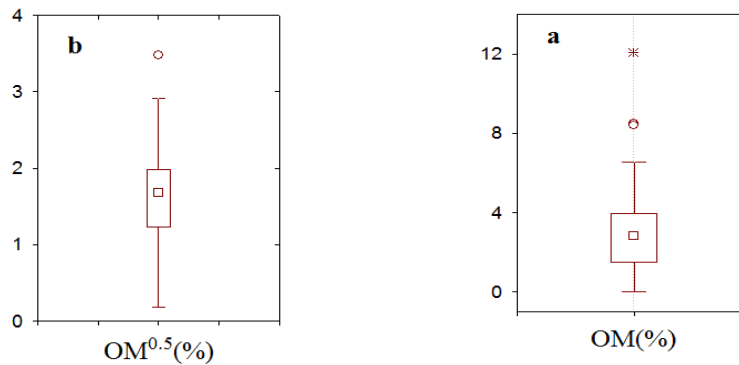


شکل 3- توزیع فراوانی داده‌های خام (a) و ریشه دوم داده‌ها (b)

تبدیل نشده (خام) دو داده نسبتاً پرت که در محدوده‌ی 3-1/5 برابر مجموع چارک سوم (3/93) و فاصله‌ی میان-چارکی (2/45) بودند، شناسایی شد. همچنین یک داده نیز که مقدار آن بیش از 3 برابر مجموع چارک سوم (3/93) و فاصله‌ی میان‌چارکی (2/45) بود نیز به عنوان داده‌ی کاملاً پرت شناسایی شد (شکل 4a). درحالی‌که در مقادیر تبدیل‌شده ماده آلی دامنه‌ی میان‌چارکی برابر با 0/76 بوده و بر مبنای آن تنها یک داده نسبتاً پرت کلی که مربوط به همان مقدار حداکثر مقدار داده‌ها یعنی $3/47^{0/5}$ (12/07) است، مشاهده شد (شکل 4b). باین‌حال حذف این داده پرت کلی، به‌تنهایی سبب کاهش مقدار ضریب تغییرات داده‌ها از 69 درصد به 64 درصد می‌شود. با توجه به تأثیر بارز این داده بر توزیع کلی مقادیر ماده آلی، به‌منظور حفظ ویژگی‌های آماری مربوط به اکثریت داده‌ها، این مقدار به‌عنوان یک داده پرت کلی از نمونه‌ها حذف شد (لالور و ژانگ، 2001).

در مقایسه با نمودارهای توزیع فراوانی ارائه‌شده در شکل (3)، نمودارهای جعبه‌ای می‌توانند معیار مناسب‌تری برای ارائه داده‌های پرت کلی باشند. نمودارهای جعبه‌ای مربوط به مقادیر ماده آلی قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی در شکل (4) ارائه‌شده است. نمودار جعبه‌ای درواقع فاصله بین حداقل و حداکثر مقدار داده غیرپرت را نشان می‌دهد. داده‌های پرت کلی بر اساس فاصله آن‌ها از شاخک‌های نمودار جعبه‌ای به دو دسته داده‌های کاملاً پرت¹ و نسبتاً پرت² تقسیم می‌شوند. داده‌هایی که در محدوده 1/5 تا 3 برابر فاصله میان‌چارکی از جعبه باشند، داده‌های نسبتاً پرت و داده‌هایی که در محدوده بزرگ‌تر و یا کوچک‌تر از 3 برابر فاصله میان‌چارکی از جعبه باشند، اصطلاحاً داده‌های کاملاً پرت نامیده می‌شوند (داوسن، 2011). در رابطه با داده‌های

1. Extreme outlier
2. Mild outlier



شکل 4- نمودار جعبه‌ای داده‌های خام (a) و نمودار جعبه‌ای ریشه دوم داده‌ها (b) (علامت‌های دایره و ستاره به ترتیب نشان دهنده داده‌های نسبتاً پرت و کاملاً پرت هستند)

موران محلی برای بخش قابل توجهی از نمونه‌ها معنی‌دار نبود که این امر نشان‌دهنده این واقعیت است که بخش زیادی از نمونه‌ها دارای ماده آلی در محدوده میانگین داده‌ها (4-1 درصد) هستند. در نقشه مربوط به خوشه‌های تشکیل شده بر اساس شاخص موران محلی، سه داده پرت مکانی با مقادیر بزرگ‌تر از نقاط همسایه (High outlier) و یک داده پرت مکانی با مقادیر کوچک‌تر از نقاط همسایگی (Low outlier) مشاهده می‌شود. در مجموع چهار داده پرت مکانی با استفاده از شاخص موران محلی برای نمونه‌های ماده آلی در حوزه مشاهده شد.

پس از مشخص شدن داده‌های پرت مکانی به منظور بررسی تأثیر حذف و یا عدم حذف آن‌ها بر ویژگی‌های مربوط به ساختار مکانی ماده آلی در منطقه و همچنین دقت نقشه‌های تولیدشده اقدام به انجام واریوگرافی² و تولید نقشه کریجینگ معمولی ماده آلی در دو سری از داده‌ها شد. در سری اول بر اساس روش مرسوم تنها داده‌های پرت کلی که مشتمل بر یک داده بود، حذف شد و در سری دوم داده‌ها علاوه بر داده پرت کلی، داده‌های پرت مکانی به دست آمده از شاخص موران محلی نیز حذف شد.

شکل (7) نیم‌تغییرنمای مربوط به ماده آلی در منطقه را برای این دو سری از داده‌ها نشان می‌دهد. همچنین نتایج مربوط به تحلیل واریوگرافی این دو سری داده و ضرایب کارایی مربوط به نقشه کریجینگ آن‌ها در جدول (2) ارائه شده است. بررسی نیم‌تغییرنماهای محاسبه شده در جهات متفاوت در حالت حذف و عدم حذف داده‌های پرت مکانی نشان داد که مقادیر ماده آلی در جهات متفاوت دارای پیوستگی مکانی تقریباً یکسانی

شکل (5) تغییرات شاخص موران کلی را نسبت به فاصله برای مقادیر ماده آلی در نمونه‌ها را در سه حالت شامل مقادیر خام، مقادیر نرمال شده و مقادیر نرمال شده پس از حذف داده‌های پرت کلی را نشان می‌دهد. نمودار تغییرات شاخص موران کلی نسبت به فاصله، کورلوگرام مکانی¹ نامیده شده (اورماس و همکاران، 2003) و می‌تواند به منظور توصیف همبستگی مکانی مقادیر ماده آلی مورد استفاده قرار گیرد (هو و همکاران، 2012). همان‌گونه که در این شکل مشاهده می‌شود، با افزایش فاصله مقدار شاخص موران کلی در هر سه سری داده کاهش می‌یابد، که نشان‌دهنده کاهش همبستگی مکانی بین نمونه‌ها با افزایش فاصله است. بین داده‌های خام ماده آلی، داده‌های تبدیل شده و داده‌های تبدیل شده پس از حذف داده‌های پرت کلی از نظر مقدار شاخص موران کلی، تفاوت مشاهده می‌شود و داده‌های خام نسبت به دو سری دیگر داده‌ها دارای شاخص موران کمتری بوده و در نتیجه می‌توان مطرح نمود که تبدیل داده‌ها و همچنین حذف داده‌های پرت کلی سبب افزایش همبستگی مکانی مقادیر ماده آلی در منطقه شده است. حداکثر مقدار شاخص موران کلی برای داده‌ها در فاصله حدود 900 متری مشاهده شد که این فاصله به عنوان معیار تشکیل خوشه‌های مکانی به منظور بررسی داده‌های پرت مکانی با استفاده از شاخص موران محلی مورد استفاده قرار گرفت.

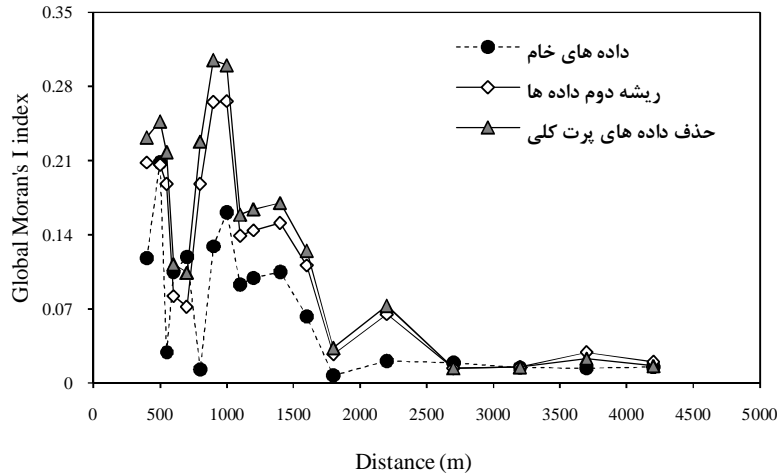
شاخص موران محلی می‌تواند به عنوان شاخصی از الگوی مکانی و وجود داده پرت مکانی باشد. خوشه‌های تشکیل شده بر اساس مقادیر شاخص موران محلی برای نقاط نمونه برداری پس از تبدیل نرمال و حذف داده‌های پرت کلی در شکل (6) ارائه شده است. نتایج حاصل از تشکیل خوشه‌ها با استفاده از شاخص

² Variography

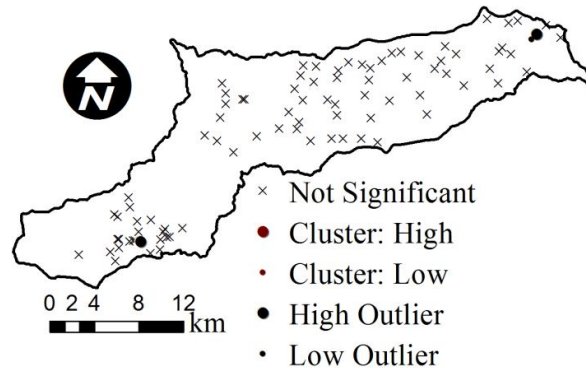
¹ Spatial correlogram

کاربری اراضی در طولانی مدت موجب تضعیف سایر پارامترهای موثر در جهت‌دهی به تغییرات ویژگی‌های خاک در یک راستای خاص شده است.

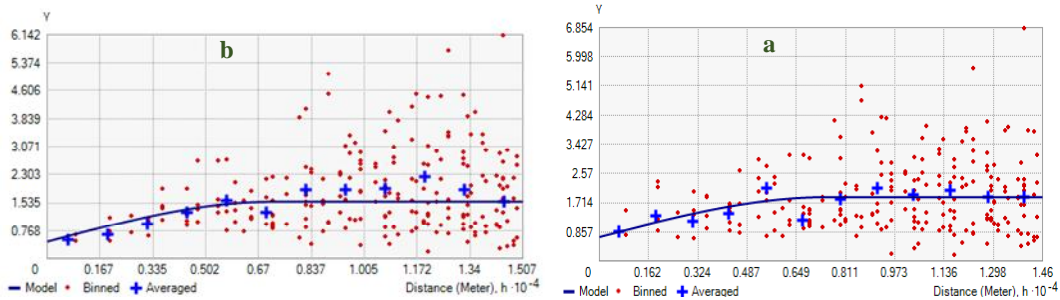
بوده و در نتیجه دارای همسان‌گردی است. به نظر می‌رسد علت همسان‌گردی ماده آلی در این منطقه می‌تواند مربوط به مدیریت و کاربری اراضی می‌باشد که در جهت‌های مختلف، اراضی تقریباً از مدیریت یکسان برخوردار می‌باشند. به طوری که مدیریت اراضی و تغییر



شکل 5- کورلوگرام مکانی شاخص موران کلی برای داده‌های خام، ریشه دوم داده‌ها و حذف داده‌های پرت کلی



شکل 6- نقشه خوشه‌بندی داده‌ها بر اساس شاخص موران محلی و در بازه فاصله‌ای 900 متر



شکل 7- نیم تغییرنمای ماده آلی خاک؛ پس از حذف داده‌های پرت کلی (a) و پس از حذف داده‌های پرت کلی و مکانی (b)

میانگین قدرمطلق خطا از 0/97 درصد به 0/85 درصد و مقدار ریشه میانگین مربعات خطا نیز از 1/31 درصد به 1/12 درصد کاهش یافته است. همچنین حذف داده‌های پرت مکانی سبب افزایش ضریب همبستگی بین مقادیر برآورد شده و مشاهده شده ماده آلی از 0/48 به 0/60 شده است. به این ترتیب با حذف داده‌های پرت مکانی، بر اساس ضرایب میانگین قدرمطلق خطا و ریشه میانگین مربعات خطا دقت نقشه کریجینگ ماده آلی به طور متوسط 13/5 درصد افزایش یافته است.

همان‌گونه که در جدول (2) و شکل (7) مشاهده می‌شود، حذف داده‌های پرت کلی سبب کاهش اثر قطعه‌ای در نیم‌تغییرنما شده و همچنین نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه را نیز از 39/7 به 29/5 کاهش داده است که این امر نشان‌دهنده افزایش پیوستگی مکانی با حذف داده‌های پرت مکانی در داده‌های مربوط به ماده آلی است (کام‌باردلا و همکاران، 1994). از سوی دیگر، این افزایش درجه پیوستگی مکانی سبب شده تا نقشه کریجینگ پس از حذف داده‌های پرت مکانی دقت بیشتری داشته باشد. به طوری که پس از حذف داده‌های پرت مکانی مقدار

جدول 2- نتایج ارزیابی کارایی برآورد ماده آلی خاک و پارامترهای مدل‌های نیم‌تغییرنمای برازش داده شده بر آن

ضرایب خطای نقشه‌ها			پارامترهای نیم‌تغییرنما					مدل تئوریک	داده‌ها
RMSE	MAE	ضریب همبستگی	نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه (%)	شعاع تأثیر (km)	آستانه (C ₀ +C)	اثر قطعه‌ای (C ₀)			
1/31	0/97	0/48	39/7	7/5	1/76	0/70	کروی	حذف داده‌های پرت کلی	
1/12	0/85	0/60	29/5	7/1	1/56	0/46	کروی	حذف داده‌های پرت کلی و مکانی	

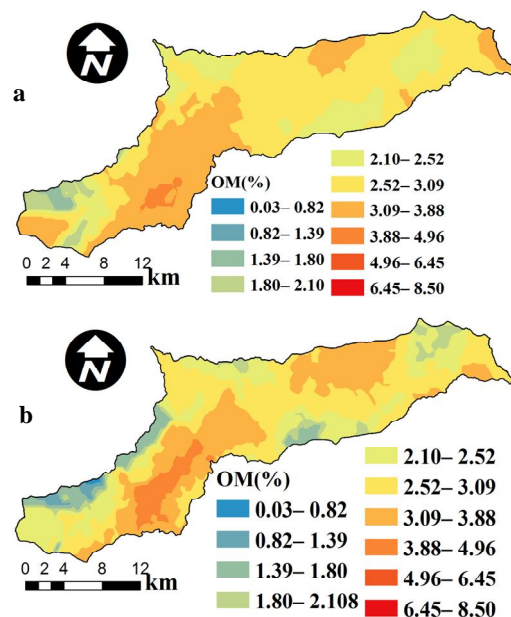
مورد مطالعه برابر با 3/05 درصد بود. ایوبی و همکاران (2012) میانگین مقدار ماده آلی در مناطق نیمه‌خشک تا نیمه‌مرطوب مناطق غرب ایران را بسته به شرایط پوشش گیاهی از 4/5-3/06 درصد گزارش نموده‌اند که این دامنه از نظر کمی تقریباً مشابه با مقادیر گزارش شده در این پژوهش است.

میرزایی و همکاران (2016) مقدار متوسط ماده آلی در برخی از خاک‌های استان آذربایجان شرقی را در دامنه 2/62-0/17 گزارش نموده‌اند. منطقه مورد مطالعه این پژوهشگران جزء مناطق زراعی دیم است، از این رو به نظر می‌رسد که کم‌تر بودن این مقادیر در مقایسه با منطقه مورد مطالعه در این پژوهش، مربوط به نوع مدیریت خاک به ویژه اضافه شدن مقادیر زیادی از مواد آلی در باغات این منطقه باشد. پارینت و لاوی (2003) نیز میانگین ماده آلی در 10 سانتی‌متری سطح خاک‌های مناطق مدیترانه‌ای با متوسط بارش 330 میلی‌متر در سال را در دامنه 3/12-1/93 گزارش نمودند. یکی از نکات مهم در رابطه با مقدار ماده آلی اندازه‌گیری شده در منطقه، تغییرپذیری بالای مقادیر ماده آلی در نمونه‌های خاک است به طوری که مقدار ضریب تغییرات ماده آلی در نمونه‌ها برابر با 69/5 درصد بود. که این امر نشان‌دهنده تنوع خاک‌ها از نظر محتوای ماده آلی در منطقه است.

شکل (8) نیز نقشه کریجینگ تولید شده پیش و پس از حذف داده‌های پرت مکانی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در شکل (8b) مشخص است مقادیر با حداقل ماده آلی در دو محدوده قابل شناسایی است. بخشی از این مناطق در اراضی مسطح و مراتع شور اطراف دریاچه قرار دارد که به علت شوری بالای خاک در این مناطق پوشش گیاهی کم و در نتیجه مقدار ماده آلی نیز اندک است. بخش دیگر حاوی مواد آلی کم، شامل اراضی بالادست با ارتفاع زیاد است که به دلیل کوهستانی و سنگلاخی بودن خاک‌ها پوشش گیاهی ضعیف و در نتیجه ذخیره ماده آلی خاک در آن‌ها ناچیز است. بخش‌های میانی حوزه و منتهی‌الیه شمال غربی حوزه محل تراکم باغات انگور و سیب در منطقه است که به دلیل استفاده کشاورزان از کودهای دامی و همچنین وجود گیاهان پوششی به ویژه یونجه، در زیر درختان میوه دارای ماده آلی بالاتری است.

بحث و نتیجه‌گیری

مقدار ماده آلی در خاک‌ها تابعی از توپوگرافی، مدیریت خاک، شرایط اقلیمی و به تبع آن پوشش گیاهی است. پژوهش‌های فراوانی در رابطه با میزان ماده آلی خاک‌ها در اقلیم‌ها و نواحی مختلف دنیا و ایران صورت گرفته است. میانگین ماده آلی در خاک‌های منطقه



شکل 8- نقشه پراکنش ماده آلی خاک؛ پس از حذف داده‌های پرت کلی (a) و پس از حذف داده‌های پرت کلی و مکانی (b)

متری به حداکثر مقدار خود رسید که این فاصله به‌عنوان مبنای تهیه نقشه خوشه‌بندی با استفاده از شاخص موران محلی مدنظر قرار گرفت (ژانگ و همکاران، 2008؛ هو و همکاران، 2012). به‌عبارت‌دیگر در این پژوهش ابتدا با استفاده از شاخص موران کلی فاصله مینا برای محاسبه شاخص موران محلی به‌دست‌آمده و با استفاده از شاخص موران محلی (با فاصله مبنای 900 متر)، اقدام به تهیه نقشه خوشه‌بندی نقاط برای تشخیص داده‌های پرت مکانی شد که درنهایت تعداد چهار داده پرت مکانی شناسایی شد. ژانگ و همکاران (2008) نیز با استفاده از شاخص موران کلی و محلی اقدام به تشخیص نقاط با آلودگی بالای سرب در خاک نموده و استفاده از این روش را به‌منظور تشخیص داده‌های پرت مکانی مناسب دانسته‌اند.

این پژوهشگران همچنین دریافته‌اند که در مطالعات آلودگی خاک، نقشه خوشه‌بندی ناشی از شاخص موران محلی می‌تواند در تعیین نقاط بحرانی آلودگی خاک مفید باشد.

حذف داده‌های پرت مکانی، سبب افزایش پیوستگی مکانی شد. به‌عنوان یک قانون کلی زمانی که نسبت اثر قطعه‌ای نیم‌تغییرنما به آستانه کمتر از 25 درصد باشد، پیوستگی مکانی بسیار قوی خواهد بود، پیوستگی مکانی در شرایطی که این نسبت در دامنه 25-75 درصد باشد، متوسط بوده و زمانی که این نسبت از 75 درصد بزرگ‌تر شود، پیوستگی مکانی ضعیف خواهد بود

وایلدینگ (1985) معیاری را به‌منظور ارزیابی تغییرپذیری ویژگی‌های خاک در مقیاس کوچک ارائه داده که بر مبنای آن ضریب تغییرات¹ (CV) کمتر از 15 درصد نشان‌دهنده تغییرپذیری کم، CV در دامنه 15-35 نشان‌دهنده تغییرپذیری متوسط و CV بیش از 35 نشان‌دهنده تغییرپذیری بالای ویژگی موردنظر است که بر این اساس، میزان ماده آلی در منطقه می‌تواند به‌عنوان متغیری با تغییرپذیری بالا محسوب گردد که دلیل این امر نیز می‌تواند تنوع توپوگرافی، بارش و مدیریت خاک در مناطق مختلف حوزه باشد. البته باید توجه کرد که معیار وایلدینگ (1985) در اصل برای مقیاس‌های کوچک ارائه‌شده است اما در مطالعات با مقیاس بزرگ (هوایی و همکاران، 2015) نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

شاخص موران کلی به‌منظور بررسی همبستگی مکانی داده‌های ماده آلی مورد بررسی قرار گرفت. حذف داده‌های پرت کلی سبب افزایش شاخص موران کلی شده و در نتیجه درجه همبستگی مکانی در داده‌ها را افزایش داد. داده‌های پرت کلی در واقع نشان‌دهنده برآوردی اریب از میانگین می‌باشند و بنابراین وجود آن‌ها سبب ایجاد خطای بیش و یا کم برآوردی در همبستگی مکانی متغیر می‌شود (اورماس و همکاران، 2003؛ هو و همکاران، 2012). با حذف داده‌های پرت کلی، کورلوگرام مکانی مربوط به شاخص موران کلی در فاصله تقریباً برابر با 900

¹ Coefficient of variation

موران و روش‌های زمین‌آماري به‌منظور تهیه نقشه‌های دقیق‌تر، مفید خواهد بود.

به‌طورکلی در این پژوهش تأثیر حذف داده‌های مکانی بر افزایش دقت نقشه ماده آلی بررسی شد. از دیدگاه کاربردی تشخیص داده‌های پرت مکانی با استفاده از شاخص موران کلی و محلی امکان‌پذیر بوده و حذف این داده‌ها کمک زیادی به افزایش دقت نقشه‌های نهایی می‌نماید. از جنبه دیگر شاخص موران می‌تواند در تهیه نقشه‌های خوشه‌بندی مفید بوده و درعین‌حال که امکان تشخیص داده‌های پرت مکانی را فراهم می‌آورد، در مطالعاتی که هدف آن‌ها شناسایی نقاط با مقادیر بحرانی (با مقادیر حداقل و یا حداکثر متغیر موردنظر) است، می‌تواند کمک شایانی کند. در طول دهه اخیر پژوهش‌های فراوانی در خصوص استفاده از روش‌های زمین‌آماري برای برآورد الگوی پراکنش مکانی متغیرهای مختلف زیست‌محیطی صورت گرفته است، اما بررسی منابع نشان می‌دهد که تقریباً در اغلب پژوهش‌ها فقط به داده‌های پرت کلی توجه شده و داده‌های پرت مکانی نادیده گرفته می‌شوند، ازاین‌رو با توجه به نتایج مطلوب پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود تا در این‌گونه مطالعات با استفاده از شاخص موران نسبت به شناسایی و حذف داده‌های پرت مکانی اقدام شود.

تشکر و قدردانی

این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی مصوب دانشگاه ارومیه با کد 009/ک/95 می‌باشد. بدینوسیله، نویسندگان مقاله از حمایت‌های معاونت محترم پژوهشی دانشگاه ارومیه کمال تشکر و قدردانی را می‌نمایند.

(کام‌باردلا و همکاران، 1994). هرچند در هر دو حالت حذف و یا عدم حذف داده‌های پرت مکانی، پیوستگی مکانی ماده آلی در کلاس متوسط قرار دارد، اما تحلیل واریوگرافی نشان داد که بدون حذف داده‌های پرت مکانی مقدار این نسبت برابر با 39/7 درصد و با حذف داده‌های مکانی این نسبت به 29/5 درصد کاهش می‌یابد که این امر نشان‌دهنده اثر منفی وجود داده‌های پرت مکانی در هنگام مطالعات زمین‌آماري است. به‌طورکلی درجه پیوستگی مکانی قوی برای یک متغیر نشان‌دهنده متأثر بودن آن متغیر از ویژگی‌های ذاتی خاک است (صادقی و همکاران، 2006). درحالی‌که متغیرهایی که علاوه بر خصوصیات خاک از شرایط محیطی و مدیریتی نیز متأثر می‌شوند، عموماً به دلیل تغییرات نامنظم در اعمال شرایط مدیریتی دارای درجه پیوستگی مکانی متوسط و حتی ضعیف هستند. ازاین‌رو به نظر می‌رسد که ماده آلی نیز که مقدار آن علاوه بر ویژگی‌های خاک، تابعی از شرایط مدیریتی و اقلیمی منطقه است، در منطقه مورد مطالعه دارای درجه پیوستگی مکانی متوسط است. نقشه ماده آلی تولیدشده پس از حذف داده‌های پرت مکانی نسبت به نقشه تولیدشده قبل از حذف این داده‌ها دارای دقت بیشتری بود به‌طوری‌که با حذف داده‌های پرت مکانی دقت نقشه در حدود 13/5 درصد افزایش نشان داد. به نظر می‌رسد که ارتقاء درجه پیوستگی ناشی از حذف داده‌های پرت مکانی سبب این افزایش دقت باشد (مک‌گرات و ژانگ، 2003؛ کری و اولیور، 2007). هو و همکاران (2012) نیز در مطالعه توزیع مکانی فلزات سنگین در خاک دریافتند که ترکیب استفاده از شاخص

فهرست منابع:

1. Anselin, L. 1995. Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 27: 93-115.
2. Ayoubi, S., Karchegani, P.M., Mosaddeghi, M.R., and Honarjoo, N. 2012. Soil aggregation and organic carbon as affected by topography and land use change in western Iran. *Soil and Tillage Research*, 121: 18-26.
3. Bameri, A., Khormali, F., Kiani, F., and Dehghani, A.A. 2015. Spatial variability of soil organic carbon in different hillslope positions in Toshan area, Golestan Province, Iran: Geostatistical approaches. *Journal of Mountain Science*, 12(6): 1422-1433.
4. Bhunia, G.S., Shit, P.K., and Maiti, R. 2016. Spatial variability of soil organic carbon under different land use using radial basis function (RBF). *Modeling Earth Systems and Environment*, 2(1):1-8.
5. Brody, S.D., Highfield, W.E., and Thornton, S. 2006. Planning at the urban fringe: an examination of the factors influencing nonconforming development patterns in southern Florida. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 33(1): 75-96.

6. Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Novak, J.M., Turco, R.F., and Konopka, A.E. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil science society of America journal*, 58(5):1501-1511.
7. Cotrufo, M. F., Conant, R. T., and Paustian, K. 2011. Soil organic matter dynamics: land use, management and global change. *Plant and soil*, 338(1): 1-3.
8. Dawson, R. 2011. How significant is a boxplot outlier. *Journal of Statistics Education*, 19(2): 1-12.
9. Fu, W., Tunney, H., and Zhang, C. 2010. Spatial variation of soil nutrients in a dairy farm and its implications for site-specific fertilizer application. *Soil and Tillage Research*, 106(2):185-193.
10. Havaee, S., Mosaddeghi, M.R., and Ayoubi, S. 2015. In situ surface shear strength as affected by soil characteristics and land use in calcareous soils of central Iran. *Geoderma*, 237: 137-148.
11. Huo, X.N., Li, H., Sun, D.F., Zhou, L.D., and Li, B.G. 2012. Combining geostatistics with Moran's I analysis for mapping soil heavy metals in Beijing, China. *International journal of environmental research and public health*, 9(3): 995-1017.
12. Ishiokh, F., Kurihara, K., Suito, H., Horikawa, Y., and Ono, Y. 2007. Detection of hotspots for three-dimensional spatial data and its application to environmental pollution data. *Journal of Environmental Science for Sustainable Society*, 1:15-24.
13. Kerry, R., and Oliver, M. A. 2007. Comparing sampling needs for variograms of soil properties computed by the method of moments and residual maximum likelihood. *Geoderma*, 140: 383-396.
14. Lal, R. 2004. Soil carbon sequestration impacts on global climate change and food security. *Science*, 304(5677):1623-1627.
15. Lalor, G.C., and Zhang, C. 2001. Multivariate outlier detection and remediation in geochemical databases. *Science of the total environment*, 281(1): 99-109.
16. Liu, L., Wang, H., Dai, W., Lei, X., Yang, X., and Li, X. 2014. Spatial variability of soil organic carbon in the forestlands of northeast China. *Journal of Forestry Research*, 25(4): 867-876.
17. Liu, Z., Shao, M.A., and Wang, Y., 2011. Effect of environmental factors on regional soil organic carbon stocks across the Loess Plateau region, China. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 142(3): 184-194.
18. Liu, D., Wang, Z., Zhang, B., Song, K., Li, X., Li, J., Li, F., and Duan, H., 2006. Spatial distribution of soil organic carbon and analysis of related factors in croplands of the black soil region, Northeast China. *Agriculture, ecosystems & environment*, 113(1):73-81.
19. McGrath, D., and Zhang, C. S. 2003. Spatial distribution of soil organic carbon concentrations in grassland of Ireland. *Applied Geochemistry*, 18:1629-1639.
20. Mirzaee, S., Ghorbani-Dashtaki, S., Mohammadi, J., Asadi, H., and Asadzadeh, F. 2016. Spatial variability of soil organic matter using remote sensing data. *Catena*, 145:118-127.
21. Mondal, B., Das, D. N., and Dolui, G. 2015. Modeling spatial variation of explanatory factors of urban expansion of Kolkata: a geographically weighted regression approach. *Modeling Earth Systems and Environment*, 1(4): 1-13.
22. Overmars, K.P., De Koning, G.H.J., and Veldkamp, A. 2003. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models. *Ecological Modelling*, 164(2): 257-270.
23. Pariente, S., and Lavee, H., 2003. Soil organic matter and degradation. In *Briefing Papers of the 1st Scape workshop in Alicante (ES)*: 83-88.
24. Sadeghi, A., Graff, C. D., Starr, J., Mccarty, G., Codling, E., and Sefton, K. 2006. Spatial variability of soil phosphorous levels before and after poultry litter application. *Soil Science*, 171: 850-857.

25. Rowell, D. L. 1994. Soil science: Methods & applications. John Wiley & Sons, New York, 350 p.
26. Salame, C. W., Queiroz, J. C. B., de Miranda Rocha, G., Amin, M. M., and da Rocha, E. P. 2016. Use of spatial regression models in the analysis of burnings and deforestation occurrences in forest region, Amazon, Brazil. *Environmental Earth Sciences*, 75(3): 1-12.
27. Stockmann, U., Adams, M.A., Crawford, J.W., Field, D.J., Henakaarchchi, N., Jenkins, M., Minasny, B., McBratney, A.B., de Courcelles, V.D.R., Singh, K., and Wheeler, I. 2013. The knowns, known unknowns and unknowns of sequestration of soil organic carbon. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 164: 80-99.
28. Tu, J., and Xia, Z.G. 2008. Examining spatially varying relationships between land use and water quality using geographically weighted regression I: model design and evaluation. *Science of the total environment*, 407(1): 358-378.
29. Wang, Z.M., Zhang, B., Song, K.S., Lui, D.W., and Ren., C.Y. 2010. Spatial variability of soil organic carbon under maize monoculture in the Song-Nen Plain, Northeast China. *Pedosphere*, 20(1): 80-89.
30. Wilding, L.P. 1985. Spatial variability: its documentation, accommodation and implication to soil surveys. In: Nielsen, D.R., Bouma, J. (Eds.), *Soil Spatial Variability*. Pudoc, Wageningen, The Netherlands, pp. 166-194.
31. Zhang, P., and Shao, M.A. 2014. Spatial variability and stocks of soil organic carbon in the Gobi desert of Northwestern China. *PloS one*, 9(4): p.e93584; 1-12.
32. Zhang, C., Luo, L., Xu, W., and Ledwith, V. 2008. Use of local Moran's I and GIS to identify pollution hotspots of Pb in urban soils of Galway, Ireland. *Science of the total environment*, 398(1): 212-221.
33. Zhang, C., Tang, Y., Luo, L. and Xu, W. 2009. Outlier identification and visualization for Pb concentrations in urban soils and its implications for identification of potential contaminated land. *Environmental pollution*, 157(11): 3083-3090.
34. Zhao, K., Fu, W., Liu, X., Huang, D., Zhang, C., Ye, Z. and Xu, J. 2014. Spatial variations of concentrations of copper and its speciation in the soil-rice system in Wenling of southeastern China. *Environmental Science and Pollution Research*, 21(11):7165-7176.

