



برآورد نوسانات عملکرد در مزارع گندم به وسیله متغیرهای مکانی: رهیافتی در کشاورزی دقیق

مهدی نصیری محلاتی^۱، علیرضا کوچکی^۲ و مریم جهانی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۲/۰۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۴/۲۷

نصیری محلاتی، م.، کوچکی، ع.ر.، و جهانی، م. ۱۳۹۵. برآورد نوسانات عملکرد در مزارع گندم به وسیله متغیرهای مکانی: رهیافتی در کشاورزی دقیق. نشریه بوم‌شناسی کشاورزی، 8(3): 329-345.

چکیده

در این تحقیق نوسانات درون هزارهای گندم و رابطه آن با توزیع مکانی تراکم علفهای هرز و میزان نیتروژن خاک با استفاده از روش‌های زمین‌آمار مودود ارزیابی قرار گرفت. نمونه‌گیری در منطقه‌ای با ابعاد ۱۲۰×۹۰ متر واقع در هزارهای به مساحت ۳/۸ هکتار انجام شد. میزان نیتروژن خاک و تراکم علفهای هرز در مرحله پنجه‌زنی و عملکرد دانه در هشتگام رسیدگی کامل از مساحت یک هکتار تعیین شد. نوسانات مکانی عملکرد گندم بین ۰/۱۵-۰/۱۵ با میانگین ۳/۳ تن در هکتار و ضریب تغییرات (CV) ۰/۲۹ درصد بود در حالی که تراکم علفهای هرز (با میانگین ۰/۲۱ بوته در هزاره) و نیتروژن خاک (با میانگین ۰/۰۵ درصد) ت نوع پیشتری داشته و CV آن‌ها به ترتیب ۰/۵۵ و ۰/۴۱ درصد بود. نتایج دگرسچنگی چند تغییره نشان داد که نیتروژن خاک و تراکم علفهای هرز بدون در نظر گرفتن توزیع مکانی آن‌ها، در حدود ۸۰ درصد از نوسانات عملکرد گندم را توصیف کردند. سمی واریوگرام^۴ مربوط به هر متغیر در دو فاصله نمونه‌گیری ۱۰ و ۲۰ متری محاسبه و مدل مناسب به آن پرازش داده شد. مقایسه خصوصیات آماری مدل‌های واریوگرام بر مبنای مدل افزایش فاصله نمونه‌گیری موجب کاهش دقت برآورد شد. نقشه‌های توزیع مکانی با میان‌بابی (کریجینگ) معمولی بر مبنای مدل افزایش فاصله نوام عملکرد با در نظر گرفتن تراکم علف‌هز و میزان نیتروژن خاک به عنوان متغیر همراه نهیه شد و اعتبار مقادیر پیش‌بینی شده مورد مقایسه آماری قرار گرفت نتایج نشان داد که دقت پیش‌بینی متغیرها در فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری مطلوب بود و میان‌بابی نوام عملکرد با میزان نیتروژن خاک باعث افزایش قدرت پیش‌بینی شد. از طرفی میان‌بابی با اندازه‌گیری در فاصله ۲۰ متری او دقت کافی برخوردار نبود ولی میان‌بابی نوام عملکرد با نیتروژن خاک در این فاصله نمونه‌گیری نیز باعث بهبود دقت پیش‌بینی شد.

واژه‌های کلیدی: زمین‌آمار، سمی واریوگرام، میان‌بابی مکانی (کریجینگ)، میان‌بابی نوام، نقشه عملکرد

مقدمه

فصل رشد با آن مواجه می‌شود (Calvino & Sadras, 2002). چهار عامل اول پتانسیل عملکرد را تعیین کرده در حالی که تنش‌های محیطی عوامل کاهش دهنده یا محدود کننده عملکرد می‌باشند. علی‌رغم اطلاعات وسیعی که در مورد نقش این عوامل در شکل‌گیری عملکرد وجود دارد، داشت فعلی در مورد تأثیر این عوامل بر نوسانات مکانی^۱ عملکرد بسیار محدود است (Roel & Plant, 2004; Bass et al., 2012; Zhu et al., 2013). بنابراین شناخت الگوی نوسانات مکانی عملکرد محصولات زراعی حائز اهمیت بوده و چنان‌چه دلایل این تغییرات نیز مشخص شود می‌توان برنامه‌های اصلاحی برای افزایش عملکرد و کاهش صدمات زیستمحیطی را در قالب مدیریت و استهان به مکان^۲ یا به عبارت دیگر، کشاورزی دقیق^۳ طراحی کرد (Cassman, 1999; Pierce & Nowak, 1999; Lowenberg-DeBoer & Erickson, 2000).

در درون یک مزرعه متغیرهای مؤثر بر عملکرد به دلیل مصرف درازمدت انواع نهاده‌ها و اجرای مکرر عملیات خاکورزی الگوهای پیچیده‌ای را

در روش‌های رایج تولید محصولات کشاورزی مزارع محیط‌های همگن در فرض شده و بر این اساس مدیریت می‌شوند در حالی که این مدیریت یکنواخت در شرایطی که تنوع مکانی وجود دارد از نظر اقتصادی کارآمد نبوده به علاوه مشکلات زیستمحیطی به همراه خواهد داشت (Pierpaoli et al., 2013). پایش عملکرد محصولات زراعی نشان داده است که در داخل یک مزرعه تغییرات عملکرد از محلی به محل دیگر بسیار شدید بوده و معمولاً از سالی به سال دیگر نیز نوسان دارد (Batchelor et al., 2002; Oliver et al., 2013). به طور کلی عملکرد در هر نقطه‌ای از یک مزرعه تابعی از زنوتیپ (واریته)، تراکم گیاهی، آب و هوا، مدیریت و مجموعه‌ای از تنش‌های زنده و غیرزنده محیطی می‌باشد که گیاه در طی

۱ و ۲ - به ترتیب استاد و دانش آموخته دوره دکترای اکولوژی گیاهان زراعی، گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
* - نویسنده مسئول: mnassiri@um.ac.ir

3- Geostatistics
4- Semivariogram

5- Spatial variation

6- Site specific management

7- Precision agriculture

کردند. ال سیونی و همکاران (Elbasiouny et al., 2014) با مطالعه تغییرات مکانی کربن و نیتروژن خاک در مناطق شمالی رودخانه نیل et al., 2012) نقشه‌های توزیع این عناصر را ارائه کردند. باسو و همکاران (Basso) الگوی تغییرات بارندگی و تأثیر آن بر تغییرات مکانی و زمانی عملکرد گندم در اقلیم نیمه‌خشک مدیرانه را مورد مطالعه قرار دادند. عملکرد گندم در اقلیم نیمه‌خشک مدیرانه را مورد مطالعه قرار دادند. مطالعات مرتبط با تجزیه و تحلیل متغیرهای مکانی و ارتباط آن‌ها با عملکرد محصولات زراعی در ایران اندک بوده و محدود پژوهش‌های انجام شده در این زمینه نیز عمده‌تاً بر توصیف الگوهای مکانی توزیع علف‌های هرز بدون مطالعه همزمان عملکرد متمن‌کر بوده‌اند. نتایج این پژوهش‌ها حاکی از آن است که استفاده از روش‌های زمین آماری قادرند که توصیف قابل قبولی را از توزیع مکانی علف‌های هرز (Saih-Marguee et al., 2007) و (Goovaerts, 1999; Bootink et al., 2001) در مزارع گیاهان زراعی و بانک بذر آن‌ها (Makarian et al., 2007) در ابتداء ساخته اند (Isaaks & Srivastava, 1989) به تدریج در پژوهش‌های اکولوژی نیز (Heisel et al., 1999) موجود در خاک می‌باشد.

علی‌رغم پیچیدگی الگوهای توزیع متغیرهای مکانی در مزارع، سیستم اطلاعات جغرافیایی و روش‌های آماری خاص تجزیه و تحلیل این داده‌ها که به زمین صفر آمار موسوم است امکانات مطلوبی را برای شناسایی این الگوهای مکانی و در نهایت طراحی روش‌های مدیریت وابسته به مکان فراهم ساخته اند (Zimmermann, 2000) و طی دهه آخر قرن گذشته تحقیقات متعددی امکان استفاده مؤثر از روش‌های زمین آماری^۲ را در رابطه با مدیریت گیاهان زراعی تأیید کرد (Webster & Oliver, 1996; Porter et al., 1998; Viscarra Rossel et al., 2001) روش‌های زمین آمار (از نوآستانیستیک) تا حد زیادی مشابه تجزیه سری‌های زمانی می‌باشد که برای کاربرد در سری‌های مکانی تغییر پاسخ می‌نمایند (Eldeiry & Garcia, 2010).

است که اندازه‌گیری‌های مربوط به یک متغیر از یکدیگر مستقل نمی‌باشند، نقاط تزدیک به هم شاهدت بیشتری داشته و با دور شدن نقاط همبستگی آن‌ها به تدریج کاهش می‌یابد، به این ترتیب اندازه‌گیری‌های مربوط به هر متغیر دارای الگویی مکانی می‌باشند که با روش‌های آماری فرض بر این است (Webster & Oliver, 1996). با معلوم شدن این الگویی توان با استفاده از روش‌های میان‌یابی مکانی^۱ مقدار هر متغیر را در نقاط اندازه‌گیری نشده پیش‌بینی و نقشه توزیع آن متغیر را تنها با تعداد محدودی اندازه‌گیری تهییه کرد (Bootink et al., 2001).

در طی دو دهه اخیر پژوهش‌های گسترده‌ای در مناطق مختلف جهان در این راستا صورت گرفته است (Gotway et al., 1996; Robinson & Metternicht, 2005; Paz et al., 1999) با استفاده از این روش رابطه بین توزیع مکانی علف‌های هرز و خصوصیات خاک را مورد مطالعه قرار داده اند بوسنان و همکاران (Walter et al., 2002) با استفاده از میان‌یابی مکانی تفکه‌هایی را برای توزیع میانگین بارندگی سالانه کشور ترکیه ارائه کردند بوکن و همکاران (Bokon et al., 2004) با به کارگیری روش‌های زمین آمار و بر اساس تعداد محدودی اندازه‌گیری عمق مناسب آبیاری را برای مزارع واقع در شرق جورجیا تعیین

مواد و روش‌ها

محل اجرای آزمایش و نحوه کاشت گندم

داده‌های مورد نیاز برای اجرای این تحقیق در سال ۱۳۸۸ از مزرعه‌ای منتخب از بین مزارع زیر کشت گندم واقع در شرق مشهد جمع‌آوری شدند. مساحت این اراضی کوچک و در دامنه ۱۵-۲ هکتار بود و در طی شش سال قبل از انجام این مطالعه با سیستم فشرده به کشت محتد گندم اختصاص داشته اند (Jahani, 2011) مزرعه انتخابی به مساحت تقریبی ۳/۵ هکتار از پاییز سال ۱۳۸۲ زیر کشت گندم بوده است عملیات آماده سازی مزرعه برای کاشت گندم شامل شخم با گاوآهن برگدان دار، دو نوبت دیسک و تسطیح در اوایل مهرماه ۱۳۸۷ انجام گرفت. بذر گندم رقم چمران به میزان ۱۷۰ کیلوگرم در هکتار در هفتة اول ماه آبان به وسیله بذر کار ردیفی کشت شد. آبیاری مزرعه در پنج نوبت مطابق عرف منطقه صورت گرفت. کودهای نیتروژن (اوره) و فسفر (سوپرفسفات) به ترتیب در مقدار ۵۰ و ۱۶۰ کیلوگرم در هکتار در مزرعه توزیع گردید. تمام کود فسفره و ۲۲۰ درصد از کود نیتروژن در هنگام کاشت و باقیمانده کود اوره در نیمه اول فروردین ۱۳۸۸ زمانی که گیاهان در مرحله پنجه‌زنی بودند همراه آب آبیاری به مصرف رسید. در طی دوره رشد هیچ‌گونه مبارزه‌ای علیه آفات، بیماری‌ها و علف‌های هرز صورت نگرفت. برداشت محصول در هفتة اول تیرماه به وسیله کمباین انجام شد لازم به ذکر است که به منظور شکل‌گیری تغییرات طور کامل مطابق با روش معمول توسط مالک مزرعه و بدون دخالت

Cook & Bramley, 2000; Irmak et al., 2001; Liu et al., 2013) برخی مطالعات نشان داده است که نوسانات مکانی عناصر غذایی بر بسیاری از فعالیت‌های بیولوژیکی کنترل کننده رشد گیاهان تأثیر گذاشته و باعث تغییرات قابل ملاحظه عملکرد در درون یک مزرعه می‌شود. برای مثال توزیع لکه‌های علف‌های هرز در مزرعه و کاهش عملکرد ناشی از حضور آن‌ها به شدت تابع توزیع مکانی عناصر غذایی موجود در خاک می‌باشد (Heisel et al., 1999).

علی‌رغم پیچیدگی الگوهای توزیع متغیرهای مکانی در مزارع، سیستم اطلاعات جغرافیایی و روش‌های آماری خاص تجزیه و تحلیل این داده‌ها که به زمین صفر آمار موسوم است امکانات مطلوبی را برای شناسایی این الگوهای مکانی و در نهایت طراحی روش‌های مدیریت وابسته به مکان فراهم ساخته اند (Goovaerts, 1999; Bootink et al., 2001) این روش‌ها که در ابتداء جهت مطالعات زمین‌شناسی و معدن کاوی ابداع شدند (Goovaerts, 1997; Guisan & Zimmermann, 2000) و طی دهه آخر قرن گذشته تحقیقات متعددی امکان استفاده مؤثر از روش‌های زمین آماری^۲ را در رابطه با مدیریت گیاهان زراعی تأیید کرد (Webster & Oliver, 1996; Porter et al., 1998; Viscarra Rossel et al., 2001).

روش‌های زمین آمار (از نوآستانیستیک) تا حد زیادی مشابه تجزیه سری‌های زمانی می‌باشد که برای کاربرد در سری‌های مکانی تغییر پاسخ می‌نمایند (Eldeiry & Garcia, 2010). در تجزیه داده‌های مکانی فرض بر این است که اندازه‌گیری‌های مربوط به یک متغیر از یکدیگر مستقل نمی‌باشند، نقاط تزدیک به هم شاهدت بیشتری داشته و با دور شدن نقاط همبستگی آن‌ها به تدریج کاهش می‌یابد، به این ترتیب اندازه‌گیری‌های مربوط به هر متغیر دارای الگویی مکانی می‌باشند که با روش‌های آماری فرض بر این است (Webster & Oliver, 1996). با معلوم شدن این الگویی توان با استفاده از روش‌های میان‌یابی مکانی^۱ مقدار هر متغیر را در نقاط اندازه‌گیری نشده پیش‌بینی و نقشه توزیع آن متغیر را تنها با تعداد محدودی اندازه‌گیری تهییه کرد (Bootink et al., 2001).

در طی دو دهه اخیر پژوهش‌های گسترده‌ای در مناطق مختلف جهان در این راستا صورت گرفته است (Gotway et al., 1996; Robinson & Metternicht, 2005; Paz et al., 1999) با استفاده از این روش رابطه بین توزیع مکانی علف‌های هرز و خصوصیات خاک را مورد مطالعه قرار داده اند بوسنان و همکاران (Walter et al., 2002) با استفاده از میان‌یابی مکانی تفکه‌هایی را برای توزیع میانگین بارندگی سالانه کشور ترکیه ارائه کردند بوکن و همکاران (Bokon et al., 2004) با به کارگیری روش‌های زمین آمار و بر اساس تعداد محدودی اندازه‌گیری عمق مناسب آبیاری را برای مزارع واقع در شرق جورجیا تعیین

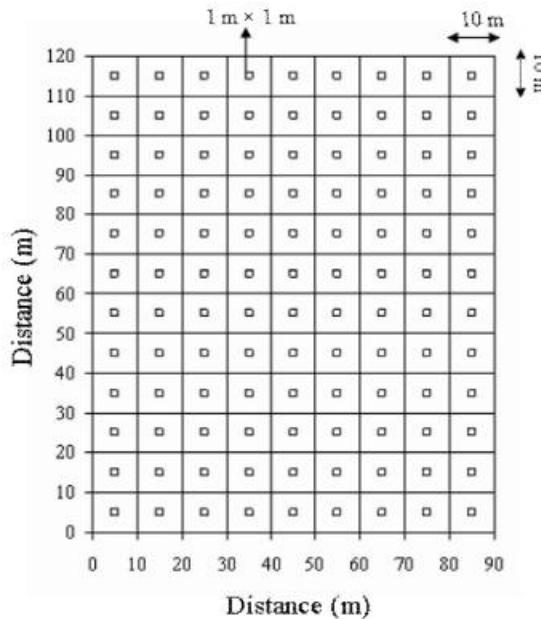
1- Spatial interpolation

فاصل بین نقاط نمونه‌گیری در هر جهت ۱۰ متر بود. در هر یک از نقاط شبکه قطبیه‌ای به مساحت یک مترمربع به عنوان واحد نمونه‌گیری تعیین گردید. در هر واحد ابتدا تراکم کل علفهای هرز تعیین و ثبت شد و سپس از مرکز هر واحد، نمونه خاک از عمق ۰-۳۰ سانتی‌متری به وسیله اوگر تهیه و شماره‌گذاری شدند. نمونه‌های خاک پس از آماده‌سازی به آزمایشگاه منتقل شده و در صد نیتروژن کل آن‌ها به روش کجلال تعیین گردید.

مجریان این تحقیق انجام شد.

طرح نمونه‌گیری و جمع‌آوری داده‌ها

در فاصله یک ماه پس از کاشت و استقرار کامل بوته‌های گندم، قطعه‌ای به ابعاد 90×120 متر به شکل مستطیل در قسمت میانی مزرعه تحت بررسی انتخاب و چهت نمونه‌گیری به شبکه‌هایی به ابعاد 10×10 متر تقسیم‌بندی شد. نمونه‌گیری یک هفته پس از مصرف کود سرک در مرکز هر یک از شبکه‌های 10×10 مترمربعی انجام گرفت (شکل ۱)، به این ترتیب



شکل ۱- نمایش طرح نمونه‌گیری از مزرعه تحت بررسی، مساحت منطقه ارزیابی شده ۱۰۸ هکتار شامل ۱۰۸ واحد نمونه‌گیری یک مترمربعی واقع در مرکز شبکه‌های 10×10 متر می‌باشد.

Fig. 1- Sampling design in the studied field covering area of 1.08 ha including 108 sampling units of 1 m^2 located at the center of $10 \times 10\text{ m}$ grids

علفهای هرز با برازش مدل رگرسیون درجه دو کامل^۲ تعیین شد. در این مطالعه عملکرد گندم دانه گندم و دو متغیر مؤثر بر آن یعنی میزان نیتروژن خاک و تراکم علفهای هرز بر اساس روش‌های زمین آمار موردن بررسی قرار گرفته‌اند. مقدار هر یک از این متغیرها در نقطه $x_i(z_{xi})$ با معادله (۱) توصیف می‌شود:

$$z(x_i) = \mu + \varepsilon(x_i) \quad (1)$$

که در آن، μ میانگین متغیر و (x_i) خطأ در نقطه x_i می‌باشد. واریانس این خطأ دارای همبستگی مکانی^۳ بوده و مقدار آن که به سمت واریانس^۴ (h) موسوم است از معادله (۲) به دست می‌آید (Goovaerts, 1999):

سه روز پیش از برداشت محصول گندم از مزرعه، بوته‌های گندم در واحدهای یک مترمربعی در هر یک از نقاط شبکه برداشت و عملکرد گندم هر واحد به طور جداگانه پس از خشک شدن در آون ۷۰ درجه سانتی‌گراد تعیین و ثبت گردید. اندازه‌گیری‌ها نشان داد که میزان رطوبت محصول گندم بسته‌بندی شده این مزرعه $14/4$ درصد بود بنابراین عملکرد ثبت شده برای هر یک از نمونه‌ها نیز بر اساس این میزان رطوبت تصحیح گردید.

محاسبات آماری

آمارهای توصیفی شامل مقادیر حداقل، حداقل، میانگین، اتحراف معیار و ضریب تغییرات مربوط به هر یک از متغیرهای تحت بررسی محاسبه شدند و سطح پاسخ^۱ عملکرد گندم به تغییرات میزان نیتروژن خاک و تراکم

2- Full quadratic

3- Spatial autocorrelation

4- Semivariance

1- Response surface

پیش‌بینی مقادیر یک متغیر در مناطق اندازه‌گیری نشده با استفاده از مقادیر اندازه‌گیری شده در مناطق مجاور به نحوی که مقادیر پیش‌بینی شده ناریب⁸ بوده (یعنی میانگین خطای پیش‌بینی برای صفر شود) و واریانس آن‌ها حداقل باشد (Oliver & Webster, 2014) کریجینگ⁹ به روش‌های مختلف امکان‌پذیر است و در این مطالعه از کریجینگ معمولی¹⁰ که متدالو ترین روش میان‌یابی مکانی در کشاورزی می‌باشد (Liu et al., 2013) استفاده شد. در کریجینگ معمولی مقدار هر متغیر در مناطق اندازه‌گیری نشده (x_0)¹¹ میانگین موزون مقادیر اندازه‌گیری شده (x_i)¹² است و بر اساس معادله (3) به دست می‌آید (Goovaerts, 1999).

$$\hat{z}_p(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i \cdot \hat{z}(x_i) \quad (3)$$

که در آن، λ_i وزن‌های منسوب به مقادیر اندازه‌گیری شده است، این وزن‌ها به گونه‌ای محاسبه می‌شوند که پیش‌بینی ناریب و واریانس آن

حداقل شود برای این منظور لازم است که $\sum \lambda_i = 1$ باشد (Webster & Oliver, 1996). برآورد وزن‌ها با تکنیک لاغرایتین انجام می‌شود که شامل حل $n+1$ معادله با $n+1$ مجهول می‌باشد (Cressie, 1993) و این روش برآورد به کریجینگ معمولی موسوم است. کریجینگ را می‌توان به صورت نقطه‌ای یا قطعه‌ای انجام داد. کریجینگ قطعه‌ای¹³ زمانی به کار می‌رود که اندازه‌گیری در بعد کوچک انجام شده ولی به پیش‌بینی در مقیاس بزرگ نیاز است به علاوه این نوع میان‌یابی در مقایسه با نوع قطعه‌ای از دقت پیشتری نیز برخوردار است (Metternicht, 2005).

قطعه‌ای انجام گرفت کریجینگ معمولی بر روی یک متغیر اصلی (برای مثال عملکرد گندم) اجرا می‌شود، کریجینگ تمام¹⁴ روشی است که در آن تغییرات مکانی یک متغیر همراه¹⁵ با متغیر اصلی به طور همزمان میان‌یابی شده و در نتیجه دقت پیش‌بینی افزایش می‌یابد (Oliver & Webster, 2014). در این مطالعه عملکرد گندم علاوه بر میان‌یابی مستقیم، به طور توانم با تراکم علف‌های هرز و میزان نیتروژن خاک نیز میان‌یابی شد برای احراری میان‌یابی توان لازم است که سمی واریانس متقابل¹⁶ دو متغیر ((h)/%)¹⁷ محاسبه شود لذا به جای معادله (2) از معادله (4) استفاده خواهد شد (Goovaerts, 1999).

$$\gamma_c(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{a=1}^{N(h)} [\hat{z}_j(x_a) - \hat{z}_j(x_a + h)] \cdot [\hat{z}_j(x_a) - \hat{z}_j(x_a + h)] \quad (4)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [\hat{z}(x_i) - \hat{z}(x_i + h)]^2 \quad (2)$$

که در آن، $N(h)$ تعداد کل جفت مشاهدات با فاصله h از یکدیگر (x_i)¹⁸ مقدار متغیر تحت بررسی در موقعیت x_i و $(x_i + h)$ مقدار همان متغیر در موقعیت $x_i + h$ می‌باشد. پس از محاسبه سمی واریانس برای هر متغیر، نمودار مقادیر محاسبه شده (h)¹⁹ در مقابل فاصله نقاط نمونه‌گیری رسم شد. این نمودار که سمی واریوگرام²⁰ یا به طور ساده واریوگرام نامیده می‌شود تغییرات مکانی متغیر تحت بررسی را در امتداد نقاط اندازه‌گیری مشخص می‌سازد (Booltink et al., 2001) واریوگرام دارای عرض از مبدأ مثبت می‌باشد که به واریانس نقطه یا ناگت²¹ موسوم است (C_0) منبع این واریانس خطای اندازه‌گیری و نیز تغییراتی است که در فاصله کوچک وجود دارد با زیاد شدن فاصله نقاط اندازه‌گیری، γ افزایش یافته و معمولاً (و نه همیشه) در فاصله‌ای به اندازه A_0 که دامنه²² نامیده می‌شود به حد اکثر خود رسیده و ثابت می‌شود. مقدار سمی واریانس در A_0 که اینها بالا نام دارد ($C_0 + C_1$) و تقریباً معادل واریانس متغیر تحت بررسی است (Goovaerts, 1999).

سمی واریانس تنها تابع فاصله بین نقاط اندازه‌گیری نبوده و به جهت آن (شمالی جنوبی یا شرقی غربی) نیز مستثنی شده. چنانچه واریوگرام در همه جهات یکسان باشد ایزوتروپیک²³ نامیده می‌شود، اطمینان از ایزوتروپیک بودن واریوگرام با محاسبه آن در جهات مختلف از طریق تغییر زاویه بین نقاط نمونه‌گیری (Heuvelink et al., 2001) برای هر سه متغیر تحت بررسی احراز شد. پیش از اجرای میان‌یابی، لازم است که مدل رگرسیون مناسب به به سمی واریوگرام نقاط اندازه‌گیری شده برآش شود و به این منظور مدل‌های مختلفی توسط محققین ارائه شده است (Webster & Oliver, 1996) که از بین آن‌ها مدل کروی²⁴ به لحاظ آماری بهترین برآش را به داده‌های آزمایشی هر سه متغیر داشت.

فاصله بین نقاط نمونه‌گیری تأثیر چشمگیری بر دقت پیش‌بینی‌های مکانی دارد از سوی دیگر افزایش تعداد نمونه به وقت و هزینه بیشتر نیاز دارد بنابراین تعیین فاصله مناسب نمونه‌گیری خود موضوع بسیاری از تحقیقات زمین آمار است (Stein & Ettema, 2003) در این مطالعه سمی واریوگرام مربوط به هر متغیر در دو فاصله 10 و 20 متری به طور جداگانه محاسبه و نتایج موردن مفایسه قرار گرفت تا تأثیر فاصله نمونه‌گیری بر دقت پیش‌بینی ارزیابی شود.

روش کریجینگ را مشخص کرد (Oliver & Webster, 2014).

که در آن، ر_e مقدار متغیر همراه و سایر نمادها مشابه معادله (2) می‌باشد.

در نهایت نتایج میان‌بایی به صورت نقشه‌های توزیع مکانی عملکرد گندم، تراکم علفهای هرز و نیتروژن خاک تهیه شد کلیه محاسبات زمین آمار و تهیه نقشه‌ها توسط نرم‌افزار GS Plus (γ-Design) ver. 9.0 انجام گرفت.

تعیین اعتبار میان‌بایی

میانگین خطای ME (معادله (5)) جهت آزمون نالریب بودن پیش‌بینی و ریشه مربعات خطای $RMSE$ (معادله (6)) و درصد آن (معادله (6) و (7)) برای ارزیابی دقت پیش‌بینی محاسبه شد.

$$ME = \frac{z_p(h_i) - z_o(h_i)}{n} \quad (5)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z_p(h_i) - z_o(h_i))^2}{n}} \quad (6)$$

$$RMSE(\%) = RMSE \times \frac{100}{\bar{O}} \quad (7)$$

که در آن h_i : مقدار پیش‌بینی شد متغیر در نقطه h_i ، $z_o(h_i)$: مقدار اندازه‌گیری شده در همان نقطه و n : تعداد مشاهدات می‌باشد. صفر ME معادل صفر شانده نالریب بودن پیش‌بینی است، اتحراف معیار خطای پیش‌بینی است و دارای واحدی مشابه واحد متغیر تحت بررسی می‌باشد در حالی که درصد آن ($RMSE(\%)$) خطای را به عنوان درصدی از میانگین مشاهدات بیان می‌کند و کوچک بودن هر دو شاخص معیاری از بالا بودن دقت پیش‌بینی است. چنان‌چه مقدار $RMSE(\%)$ کمتر از 10 درصد باشد پیش‌بینی عالی، بین 10-30 درصد خوب، بین 30-20 درصد متوسط و بیشتر از 30 درصد ضعیف خواهد بود (Jamieson et al., 1991).

نسبت ریشه مربعات خطای $MSDR$ (معیار دیگری برای ارزیابی خطای طای پیش‌بینی است (معادله (8)):

$$MSDR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(z_p(h_i) - z_o(h_i))^2}{\sigma^2(x_i)} \quad (8)$$

که در آن $(x_i)^2$ اتحراف معیار میان‌بایی می‌باشد، معادل یک یا نزدیک به یک شانده این است که واریانس کریجینگ در نقاط اندازه‌گیری مشابه خطای پیش‌بینی بوده و در نتیجه میان‌بایی از دقت کافی برخوردار است بنابراین به کمک این شاخص می‌توان بهترین

1- Mean error

2- Root mean square error

3- Mean squared deviation ratio

نتایج و بحث توصیف آماری داده‌ها

عملکرد محصول برداشت شده از کل مزرعه 3/1 تن در هکتار و میانگین عملکرد گندم در 108 واحد اندازه‌گیری معادل 3/32 تن در هکتار بود و بر این اساس نمونه‌گیری تقریب مناسبی از عملکرد داشت. البته تغییرات بسیار زیاد عملکرد بین نقاط شبکه نمونه‌گیری مشاهده شد (جدول ۱) به طوری که تقریب تغییرات این متغیر به حدود 30 درصد رسید. میانگین تراکم علفهای هرز 2/25 بوته در مترمربع و میانگین میزان نیتروژن کل خاک ۰/۵۰۴ درصد برآورد شد (جدول ۱) ولی بالا بودن ضریب تغییرات (به ترتیب ۵۵ و ۴۱ درصد برای تراکم علفهای هرز و نیتروژن خاک) حاکی از آن است که شدت نوسانات مکانی این دو متغیر در مقایسه با عملکرد به مراتب بیشتر می‌باشد.

تغییرات شدید درون مزرعه‌ای عملکرد محصولات زراعی در مورد پسیاری از گیاهان زراعی از جمله ذرت و سویا (Jaynes & Colvin, 1997; Bakhsh et al., 2000; Sadler et al., 2000 Ping et al., 2004) و برینج (Roel & Plant, 2004) گزارش شده است. کوک و براملی (Cook & Bramley, 2000) با تهیه نقشه‌های عملکرد گندم نشان دادند که تغییرات مکانی عملکرد در مزرعه مورد مطالعه آن‌ها بین ۰/۵ تا بیشتر از ۴ تن در هکتار بود. البته باید توجه داشت که آمارهای توصیفی نظری آنچه در جدول ۱ ارائه شده است تها شدت تغییرات را نشان داده و اطلاعات مربوط به الگوی توزیع متغیرها در درون مزرعه و نیز تأثیر متغیرهای محیطی (نیتروژن و علفهای هرز) بر نوسانات عملکرد را آشکار نمی‌سازند.

رابطه عملکرد دانه با تراکم علفهای هرز و نیتروژن خاک از آن‌جا که تراکم علفهای هرز و میزان نیتروژن خاک به عنوان دو متغیر مؤثر بر عملکرد در نظر گرفته شده اند، پیش از انجام تجزیه‌های مکانی رابطه این متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج رگرسیون چند متغیره برآش نشده به داده‌ها (مدل درجه دو کامل با اثر مقابل) نشان داد که دو متغیر در حدود 80 درصد از تغییرات عملکرد را توصیف کردند ($R^2=0/806$). تغییرات عملکرد در پاسخ به هر دو متغیر شکل درجه دو داشت (شکل ۲)، با افزایش تراکم علف هرز تا یک بوته در مترمربع کاهش معنی‌داری در عملکرد مشاهده شد ولی در تراکم‌های بالاتر عملکرد به شدت کاهش یافت. افزایش نیتروژن خاک تا حدود ۰/۰۸۵ درصد عملکرد را افزایش داد ولی در مقادیر بالاتر تأثیر معنی‌داری بر عملکرد نداشت به علاوه اثر مقابل معنی‌داری بین دو متغیر مستقل وجود داشت به طوری که واکنش عملکرد به سطوح بالای نیتروژن در صورتی قابل توجه بود که تراکم علفهای هرز پایین باشد و در تراکم‌های کم علفهای هرز، حتی تغییرات اندک نیتروژن خاک نیز باعث افزایش عملکرد شد.

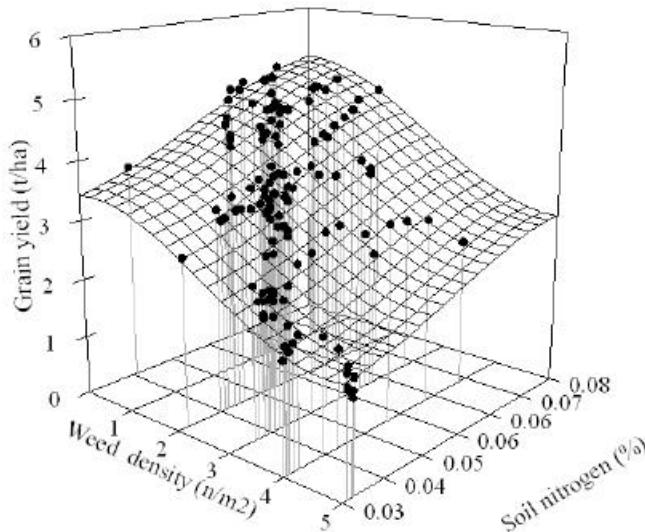
رابطه عملکرد محصولات زراعی و متغیرهایی نظیر میزان عناصر غذایی

متغیرهای کنترل کننده رشد و عملکرد بسیار زیاد بوده و گاه در فواصل چند متری نیز اختلافات جدی مشاهده می‌شود (Paz et al., 2001) این وضعیت کاربرد مدل‌های واکنش عملکرد نظری آنچه در شکل 2 ارائه شد را در مقیاس مزرعه بدون در نظر گرفتن تنوع مکانی متغیرهای مستقل محدود می‌سازد (Gao et al., 2011) بنابراین لازم است که الگوهای مکانی این متغیرها نیز به طور دقیق بررسی شود.

خاک یا تراکم علفهای هرز در بسیاری از تحقیقات مورد بررسی قرار گرفته و به خوبی شناخته شده است (Bastiaans et al., 2000; Park et al., 2003) ولی باید توجه داشت که این نوع روابط بدون در نظر گرفتن تنوع مکانی متغیرهای مؤثر بر عملکرد و اغلب با فرض یکواختی توزیع آن‌ها در تیمارهای به کار رفته در کرته‌های آزمایشی به دست می‌آیند در حالی که در مقیاس مزرعه تعییرات مکانی عناصر غذایی، علفهای هرز و سایر

جدول 1 - خصوصیات آماری متغیرهای تحت بررسی (n=108)
Table 1- Descriptive statistics for the measured variables (n=108).

	حداکثر		حداقل		میانگین	انحراف معیار	ضریب تعییرات (درصد)	CV (%)
	Max	Min	Mean	SD				
Grain yield	عملکرد دانه	4.97	1.52	3.32	0.97	29.3		
Soil nitrogen	نیتروژن خاک	5.0	0.0	2.25	1.24	55.1		
Weed density	تراکم علفهای هرز	0.078	0.029	0.0504	0.028	41.3		



شکل 2 - سطح واکنش عملکرد به تعییر تراکم علفهای هرز و میزان نیتروژن خاک که با برآش مدل رگرسیون چند متغیره به فرم درجه دو کامل با اثر متقابل به دست آمده است، نقاط مقدار اندازه‌گیری شده عملکرد و خطوط عمودی مختصات آن‌ها را روی محورهای X و Y نشان می‌دهد (n=108, $r^2=0.806$).

Fig. 2- Response surface of wheat yield to variation in weed density and soil nitrogen calculated by full quadratic regression model with interaction. Points are measured yields and drop lines show the coordinates on X and Y axis (n=108, $r^2=0.806$).

ثبات مکانی¹ نامیده می‌شود در غیر این صورت عملکرد (یا هر متغیر تحت بررسی) در امتداد مکان‌های اندازه‌گیری دارای روند معنی‌دار می‌باشد و در نتیجه قبل از اجرای آنالیزهای مکانی باید این روند را حذف نمود (Cressie, 1999). Goovaerts (1999) کریمه و همکاران (Cressie, 1993) نشان دادند که اگر سمی‌واریوگرام دارای کرانه بالا باشد ثبات مکانی نیز وجود دارد. بر این اساس برآش مطلوب مدل کریمی به سمی‌واریوگرام محاسبه شده در این تحقیق (شکل 3) ثبات مکانی نتایج را تأیید می‌کند.

سمی‌واریوگرام عملکرد دانه در فاصله 20 متری به ثبات رسید و محدوده همبستگی مکانی A₀ در مورد نیتروژن خاک و تراکم علفهای هرز نیز به ترتیب 23/9 و 19/9 متر بود (جدول 2) به علاوه کرانه بالای

تحلیل سمی‌واریوگرام به منظور درک الگوی تعییرات مکانی متغیرهای تحت بررسی، سمی‌واریوگرام مربوط به هر متغیر در فواصل نمونه‌گیری 10 متری محاسبه و مدل مناسب به هر یک برآش داده شد (شکل‌های 3a و 3b) خصوصیات آماری مدل‌های برآش شده نیز در جدول 2 ارائه شده است. در مورد هر سه متغیر بالاترین ضریب تعیین (r^2) با برآش مدل کریمی به دست آمد. این مدل نشان می‌دهد که سمی‌واریانس با افزایش فاصله بین نقاط اندازه‌گیری ابتدا به سرعت افزایش یافته و سپس ثابت شده به عبارت دیگر همبستگی مکانی بین نقاط اندازه‌گیری کاهش یافته است. یکی از مهمترین پیش شرط‌های آنالیز داده‌های مکانی یکسان بودن شدت تعییرات یا واریانس از محلی به محل دیگر است که اصطلاحاً درجه

1- Stationarity

متری نیز قابل قبول بود ولی فاصله بهینه نمونه‌گیری به نوع عنصر بستگی داشت. این محقق فاصله مطلوب نمونه‌گیری برای حصول حداقل دقت (کمترین واریانس خطای پیش‌بینی) را برای فسفر ۰/۱ پتانسیم یک، کلسیم و میزیم شش و ماده آلتی خاک ۱۰ متر گزارش کرد. فرانزن و پک (Franzen & Peck, 1993) بیان داشتند که با نمونه‌گیری در شبکه‌های با فاصله ۷×۷ متر می‌توان وضعیت حاصلخیزی خاک مزرعه را به خوبی توصیف نمود. از سوی دیگر ولن هایت و همکاران (Wollenhaupt et al., 1994) نشان دادند که با شبکه‌های ۳/۵×۳/۵ متری بدون توجه به روش میان‌بابی، می‌توان نقشه‌های دقیقی از وضعیت خاک مزارع تهیه کرد. روئل و پلانت (Roel & Plant, 2004) با مقایسه فواصل مختلف نمونه‌گیری در بررسی مکانی عملکرد برنج بیان داشتند که واریوگرام و مقادیر عملکرد برآورد شده در نمونه‌هایی با فواصل ۳۰ و ۶۰ متری یکسان بود، ولی واریوگرام حاصل از نمونه‌گیری با فاصله ۹۰ متری بدون ساختار (نگت) خالص ابوده و الگوی توزیع عملکرد در آن‌ها قابل تشخیص نبود. البته در مواردی که دامنه تغییرات کمتر از ۶۰ متر بود شبکه‌های ۶۰ متری نیز نتیجه قابل قبولی نداشتند، این محققین در نهایت فواصل ۳۰ متری را برای ارزیابی عملکرد برنج مناسب تشخیص دادند.

تفاوت‌های آشکار در نتایج پژوهش‌های مختلف که به آن‌ها اشاره شد نشان دهنده عدم قطعیت در تعیین بهترین فاصله نمونه‌گیری می‌باشد. در همین ارتباط استاین و اتما (Stein & Ettema, 2003) بیان داشتند که فواصل بهینه به دقت و صحتی که در تفسیر نتایج و تصمیم‌گیری‌های مدیریتی مورد نظر است بستگی دارد.

پیش‌بینی توزیع مکانی متغیرها (میان‌بابی مستقیم)

میان‌بابی مکانی بر اساس مدل سمی واریوگرام برآش شده به داده‌های مربوط به هر متغیر در فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری انجام شد تا مقادیر عملکرد دانه، تراکم علف‌های هرز و نیتروژن خاک در کل مساحت تحت بررسی برآورد شود. نتایج در شکل ۴ و به صورت نقشه‌های توزیع مکانی در آمده و شاخص آماری مربوط به تعیین اعتبار پیش‌بینی عملکرد در جدول ۳ ارائه شده است.

عملکرد پیش‌بینی شده گندم بین ۱/۱۵ تا ۵/۱۵ تن در هکtar، تراکم علف‌های هرز بین صفر تا پنج بوته در مترمربع و میزان نیتروژن خاک بین ۰/۰۳ تا ۰/۰۸ درصد قرار داشت که با مقادیر اندازه‌گیری شده (جدول ۱) قابل مقایسه است. میانگین خطا در کریجینگ مستقیم عملکرد با فواصل نمونه‌گیری ۱۰ متری نزدیک به صفر بود که نشان دهنده نارایی بودن نتایج میان‌بابی است (جدول ۳)، مقدار RMSE معادل ۰/۶۶ تن در هکtar و در حدود ۲۰ درصد میانگین مشاهدات بود. بر این اساس دقت کریجینگ مستقیم در پیش‌بینی عملکرد به لحاظ آماری "خوب" محسوب می‌شود.

در شکل ۵ نقشه‌های میان‌بابی شده بر اساس مدل واریوگرام با فواصل نمونه‌گیری ۲۰ متری ارائه شده است. مقایسه شکل‌های ۴ و ۵ نشان می‌دهد که با افزایش فاصله نمونه‌گیری از ۱۰ به ۲۰ متر تغییرات مکانی تراکم علف‌های هرز و نیتروژن خاک قابل تشخیص نمی‌باشد در حالی که

سمی واریوگرام (C_0+C_1) تقریب قابل قبولی از واریانس هر یک از متغیرهای تحت بررسی بود (جدول ۱). نسبت واریانس ناگت به حداقل واریانس ($C_0/(C_0+C_1)$) شاخصی از شدت تغییرات مکانی است. چنان‌چه این نسبت معادل یک باشد واریانس ناگت معادل حداقل واریانس بوده و در نتیجه سمی واریوگرام به صورت ناگت کامل^۱ ظاهر خواهد شد در حالی که کوچک بودن این نسبت نشان دهنده تدریجی بودن تغییرات مکانی با افزایش فواصل نمونه‌گیری می‌باشد (Miller et al., 2007).

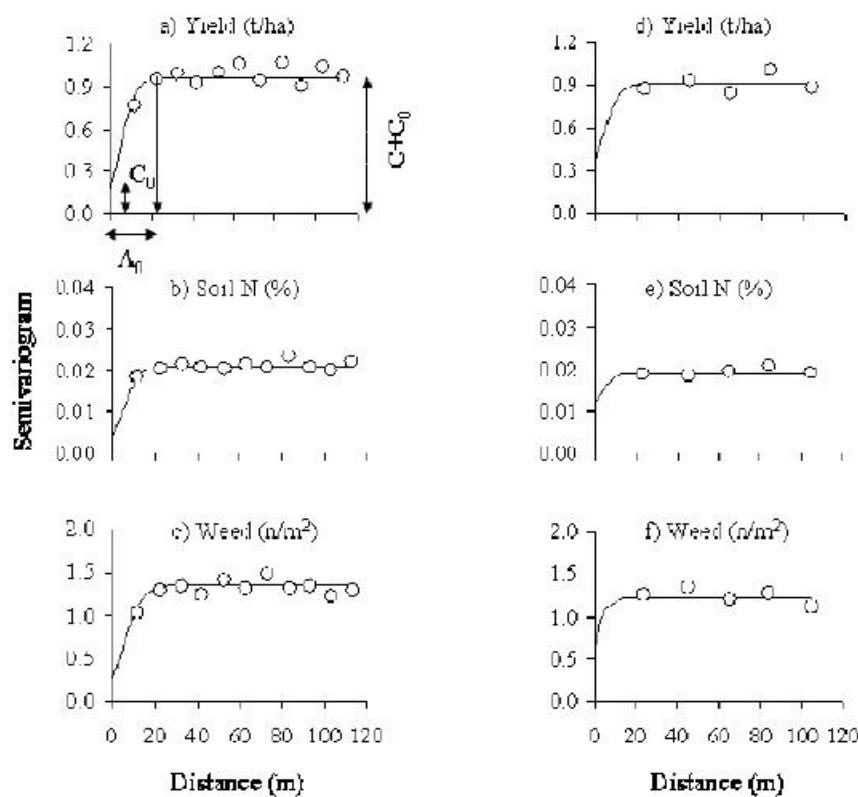
در شکل‌های ۳e، ۳d و ۳f سمی واریوگرام مربوط به متغیرهای تحت بررسی بر اساس نمونه‌گیری در فواصل ۲۰ متری ارائه شده است. با وجودی که در این شرایط نیز مدل کروی در هر سه متغیر بهترین برآش را به مقادیر محاسبه شده سمی واریانس داشت ولی افزایش فاصله نمونه‌گیری تأثیر قابل توجهی بر خصوصیات آماری این مدل گذاشت (جدول ۲) واریانس قطعه (نگت) در واریوگرام با فواصل ۲۰ متری به میزان جشمگیری افزایش یافت به طوری که در مورد عملکرد دانه ۲/۵ برابر، در مورد میزان نیتروژن خاک ۲/۸ برابر و برای تراکم علف‌های هرز ۲/۶ برابر بیشتر از مقدار این واریانس در نمونه‌گیری با فاصله ۱۰ متری بود به علاوه محدوده همبستگی مکانی (A₀) نیز با افزایش فاصله نمونه‌ها کاهش یافت و در مورد نیتروژن خاک و تراکم علف‌های هرز به طور قابل ملاحظه‌ای کمتر از ۲۰ متر بود. در نتیجه مدل واریوگرام به سرعت به ثبات رسید (شکل‌های ۳d و ۳e).

از سوی دیگر بالا بودن واریانس قطعه (C_0) باعث شد که نسبت ($C_0/(C_0+C_1)$) نیز در واریوگرام با فاصله ۲۰ متری به شدت افزایش یابد. بالا بودن این نسبت در واقع معیاری از نامناسب بودن فواصل نمونه‌گیری است زیرا نشان دهنده مقدار تغییرات مکانی است که در فاصله‌ای کمتر از ۲۰

کمتر از فواصل نمونه‌گیری وجود دارد (Webster & Oliver, 1996). نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در فواصل نمونه‌گیری ۱۰ متری واریانس قطعه (نگت) برای عملکرد گندم، نیتروژن خاک و تراکم علف‌های هرز بین ۱۴ تا ۲۰ درصد تغییرات کل مشاهده شده در هر متغیر را در بر می‌گیرد (جدول ۲) در حالی که در فاصله نمونه‌گیری ۲۰ متری ($C_0/(C_0+C_1)$) افزایش یافته و در مورد عملکرد دانه، نیتروژن خاک و تراکم علف‌های هرز به ترتیب ۳۸، ۶۳ و ۵۱ درصد از واریانس کل مربوط به C_0 است. کامباردلا و همکاران (Cambardella et al., 1994) نشان دادند که چنان‌چه سهم C_0 از واریانس کل مشاهدات کمتر از ۲۵ درصد باشد همبستگی مکانی قوی، بین ۲۵ و ۷۵ درصد، متوسط و بالاتر از ۷۵ درصد همبستگی مکانی ضعیف خواهد بود. بر این اساس فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری برآورده مطلوب و فاصله ۲۰ متری تقریبی متوسط از الگوی مکانی هر سه متغیر تحت بررسی را ارائه می‌کند.

رایت (Wright, 1998) واریوگرام حاصلخیزی خاک را در دو مزرعه با فواصل نمونه‌گیری ۰/۱، ۰/۹ و ۰/۱ متر اندازه‌گیری کرد و نشان داد که نتایج حاصل از واریوگرام عناصر غذایی خاک در فاصله نمونه‌گیری ۰/۱

پیش‌بینی عملکرد روند مطلوب‌تری را نشان می‌دهد.



شکل ۳ - مقادیر محاسبه شده سمی واریانس (○) و مدل برآورده شده به داده‌های آزمایشی (□) برای متغیرهای تحت بررسی، a, b و c مربوط به اندازه‌گیری در فواصل ۱۰ متری و d, e و f در فواصل ۲۰ متری می‌باشند.

Fig. 3- Calculated values of semivariance (○) and the fitted model to experimental data (□) for the studied variables, data points in a, b and c are measured at 10 m distance, and in d, e and f at 20 m distance.

مشخصات آماری هر سمی واریوگرام در جدول ۲ ارائه شده است.

Statistical characteristics of the semivariograms are presented in Table 2.

واریانس نقطه (نکت) C_0 دامنه همبستگی و C_0+C_1 کرانه بالا می‌باشد.

Nugget variance (C_0), Range (A_0) and Sill (C_0+C_1) are indicated in frame a.

جدول ۲ - نوع و خصوصیات آماری مدل برآورده شده به سمی واریوگرام آزمایشی عملکرد دانه گندم، نیتروژن خاک و تراکم علف‌های هرز در دو فاصله نمونه‌گیری ۱۰ و ۲۰ متری

Table 2- Type and statistical properties of the fitted model to the experimental semivariogram of wheat grain yield, soil nitrogen and weed density at 10 and 20 m sampling distance

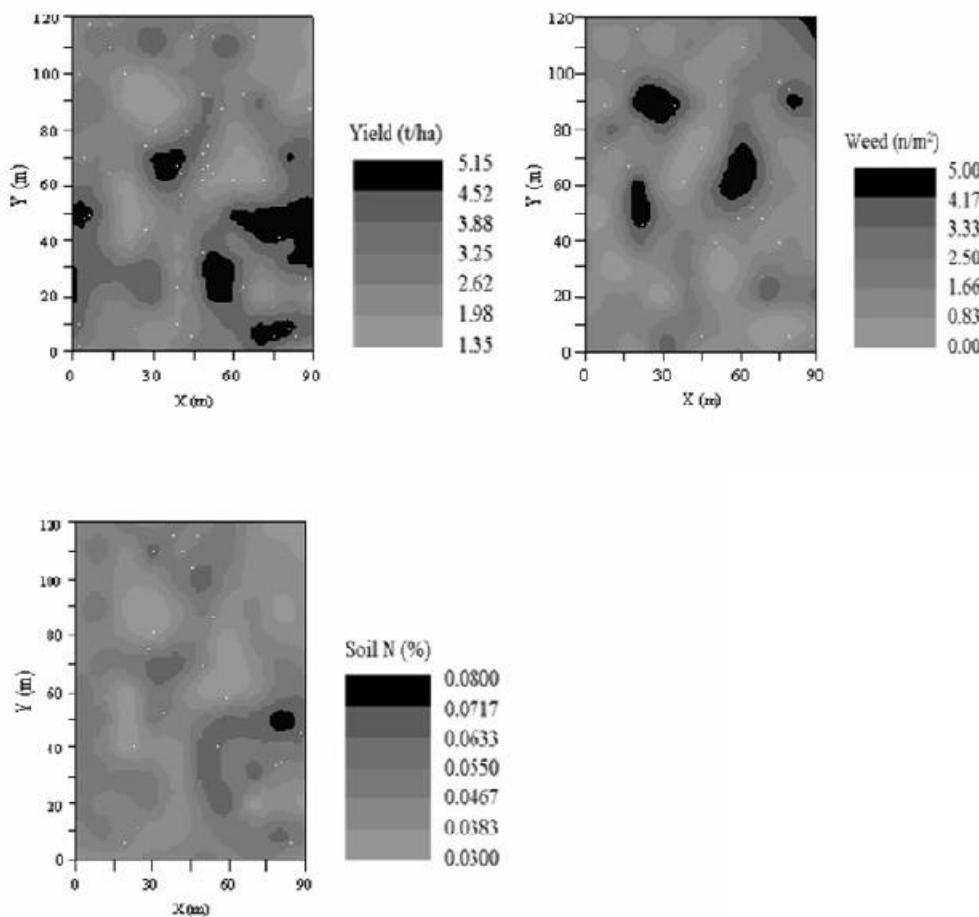
	مدل Mode	واریانس نقطه Nugget (C_0)	کرانه بالا Sill (C_0+C_1)	محدوده همبستگی Range (A_0)	$C_0/(C_0+C_1)$	r^2	
فاصله (10 m)							
Grain yield	عملکرد دانه	Spherical	0.139	0.96	22.04	0.144	0.81
Soil nitrogen	نیتروژن خاک	Spherical	0.0042	0.0212	23.89	0.1985	0.88
Weed density	تراکم علف‌هرز	Spherical	0.241	1.35	19.93	0.177	0.83
فاصله (20 m)							
Grain yield	عملکرد دانه	Spherical	0.351	0.907	19.41	0.386	0.62
Soil nitrogen	نیتروژن خاک	Spherical	0.0121	0.019	16.30	0.636	0.65
Weed density	تراکم علف‌هرز	Spherical	0.6309	1.22	13.26	0.516	0.61

337 برآورد نوسانات عملکرد در مزارع گندم به وسیله متغیرهای مکانی: رهیافتی در کشاورزی دقیق

جدول ۳- شاخصهای آماری چهت تعیین اعيار روش اجرای کریجینگ در پيش پيش عملکرد داده گندم در دو فاصله نمونه گیری ۱۰ و ۲۰ متری
Table 3- Statistical indices for validation of kriging method in prediction of wheat grain yield at 10 and 20 m sampling distance

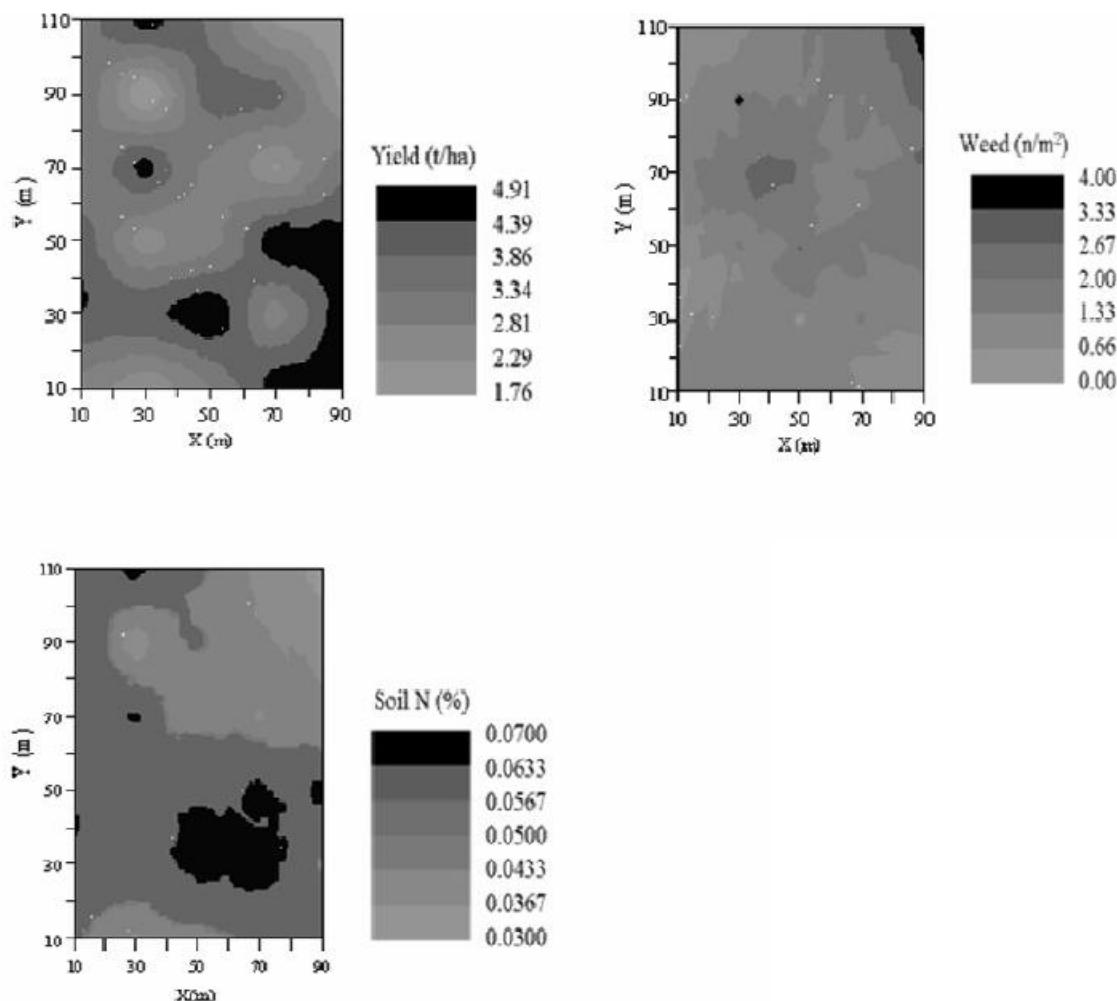
فاصله نمونه گیری (10 متر)		MA	RMSE	RMSE (%)	MSDR
Direct kriging	کریجینگ مستقیم	0.012	0.66	19.84	1.22
Co-kriging	کریجینگ توان				
Covariate: weed density	متغیر همراه: تراکم علفهای زنگنه	-0.018	0.46	13.70	1.17
Covariate: soil nitrogen	متغیر همراه: نیتروژن خاک	0.011	0.21	6.26	1.06
فاصله نمونه گیری (20 متر)					
Direct kriging	کریجینگ مستقیم	0.034	1.12	31.27	1.48
Co-kriging	کریجینگ توان				
Covariate: weed density	متغیر همراه: تراکم علفهای زنگنه	-0.016	0.88	28.17	1.39
Covariate: soil nitrogen	متغیر همراه: نیتروژن خاک	0.022	0.63	17.56	1.31

MSDR = نسبت میانگین مریعات خطا / RMSE (%) = RMSE (متر) / (متر)² = ریشه مربعات خطا بر حسب درصد از میانگین مشاهدات.



شکل ۴- نقشه میان بابی شده توزیع مکانی عملکرد داده، تراکم علفهای هرز و نیتروژن خاک که بر اساس سمی واریوگرام برآذش شده به داده های هر متغیر با فاصله نمونه گیری ۱۰ متری تهیه شده است.

Fig. 4- Kriged maps of grain yield, weed density and soil nitrogen based on the fitted semivariogram model for each variable with 10 m sampling distance.



شکل ۵ - نقشه میان‌بابی شده توزیع مکانی عملکرد دانه، تراکم علف‌های هرز و نیتروژن خاک که بر اساس سمی واریوگرام برآورش شده به داده‌های هر متغیر با فاصله نمونه‌گیری ۲۰ متری تهیه شده است.

Fig. 5- Kriged maps of grain yield, weed density and soil nitrogen based on the fitted semivariogram model for each variable with 20m sampling distance.

فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری محاسبه شده بود برآورد دقیق‌تری از همبستگی مکانی متغیرها را فراهم ساخته و در نتیجه نقشه میان‌بابی شده حاصل از آن در مقایسه با نمونه‌گیری با فواصل ۲۰ متری از اعتبار بیشتری برخوردار است.

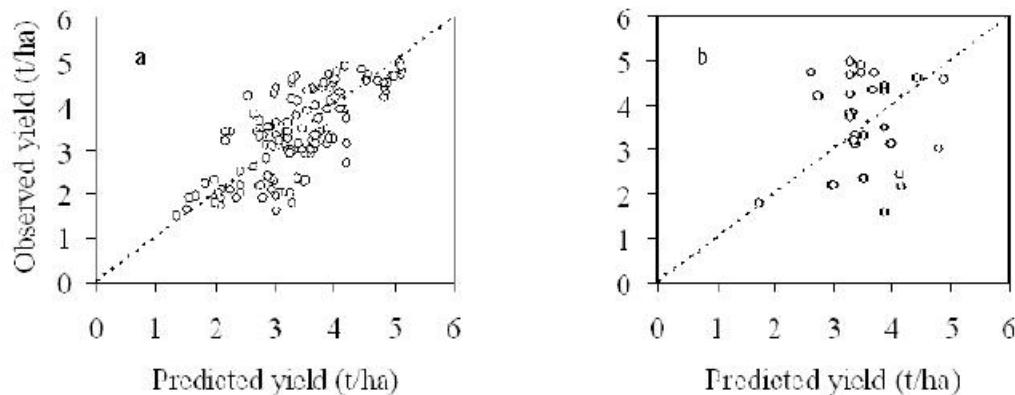
نتایج نشان داد که تغییرات مکانی عملکرد هنگامی که در فواصل ۱۰ متری اندازه‌گیری شده بود به خوبی با لکه‌های علف‌هرز و توزیع نیتروژن خاک در مزرعه در اتفاقی می‌باشد (شکل ۴). بخش‌هایی از مزرعه که عملکرد پایین (کمتر از دو تن در هکتار) داشتند در محل لکه‌های علف‌هرز (با تراکم چهار برابر با بیشتر از چهار بوته در مترمربع) قرار داشتند و میزان نیتروژن خاک نیز در این مناطق کمتر از ۰/۰۴ درصد بود. این نتایج نشان می‌دهد که رابطه عملکرد گندم با تراکم علف‌های هرز و نیتروژن خاک که قبلاً در شکل ۲ مورد ارزیابی قرار گرفت چگونه در تغییرات مکانی عملکرد

با وجودی که میان‌بابی برآورده تالریب از عملکرد داشت و میانگین خطای پیش‌بینی در فاصله ۲۰ متری نیز نزدیک به صفر بود ولی بالا بودن خطای (RMSE=31) (جدول ۳) حاکی از آن است که دقت پیش‌بینی عملکرد در این فاصله نمونه‌گیری ضعیف می‌باشد. این وضعیت در شکل ۶ که مقادیر اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده عملکرد گندم در دو فاصله نمونه‌گیری مقایسه شده‌اند بخوبی مشهود است. به طور کلی با کوچک شدن دامنه در مدل واریوگرام قدرت تفکیک نقاط در نقشه کاهش یافته و نقاط به هم پیوسته می‌شوند (Miller et al., 2004).

میان‌بابی مکانی (کریجینگ) بر اساس مدل سمی واریوگرام انجام می‌گیرد بنابراین دقت میان‌بابی تابع خصوصیات آماری این مدل می‌باشد (Oliver & Webster, 2014). نتایج ارائه شده در شکل ۳ و جدول ۲ نشان داد واریوگرام عملکرد دانه، تراکم علف‌های هرز و نیتروژن خاک که با

عملکرد می‌شود. نقشه‌های ارائه شده در شکل ۴ نیز نشان می‌دهد که نیتروژن خاک در نقاطی که تراکم علف‌های هرز زیاد است به شدت تخلیه شده و عملکرد گندم در این لکه‌ها به دلیل کمبود نیتروژن کاهش بافته است.

در مقیاس مزرعه منعکس می‌شود. والتر و همکاران (Walter et al., 2003) نشان دادند که توزیع مکانی علف‌های هرز تابع خصوصیات خاک به ویژه عناصر غذایی آن است در نتیجه ظهور لکه‌های علف‌هرز در نقاط حاصلخیز مزرعه باعث تخلیه سریع منابع و تشدید رقابت گونه‌های هرز با گیاه زراعی و در نهایت کاهش



شکل ۶ - مقایسه مقادیر اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده عملکرد گندم با میان‌بابی مستقیم در دو فاصله نمونه‌گیری ۱۰ (a) و ۲۰ متری (b)، در شکل خط ۱:۱ نشان داده شده است.

Fig. 6- Comparison of measured and predicted wheat yield with direct kriging in sampling distances of 10 (a) and 20m (b), 1:1 line is also shown.

شاخص‌های مربوط به تعیین اختصار مقادیر میان‌بابی شده در جدول ۳ ارائه شده است.

Statistical indices for validation of interpolated yields are presented in Table 3.

روش‌های میان‌بابی به میزان قابل توجهی بیشتر از یک بود. بر این اساس میان‌بابی توأم عملکرد با نیتروژن خاک در فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری بالاترین دقت پیش‌بینی را داشته است.

هیسل و همکاران (Heisel et al., 1999) نشان دادند که پیش‌بینی توزیع مکانی علف‌های هرز در صورت اجرای کریجینگ توأم با خصوصیات خاک به طور قابل ملاحظه‌ای بهبود می‌یابد.

البته برتری میان‌بابی توأم در همه شرایط صادق نمی‌باشد برای مثال الدیری و گارسیا (Eldeiry & Garcia, 2010) با مقایسه کریجینگ معمولی و توأم در پیش‌بینی شوری خاک نشان دادند که میان‌بابی معمولی از دقت بیشتری برخوردار است. در واقع نمود بهتر میان‌بابی توأم نسبت به کریجینگ معمولی در صورتی بروز خواهد کرد که همبستگی مقابله‌یافی بین عملکرد و متغیرهای همراه (در این مطالعه نیتروژن خاک) بیشتر از خود - همبستگی² بین داده‌های عملکرد باشد (Oliver & Goovaerts, 1999; Webster, 2014; Miller et al., 2004).

یکی از مهمترین ویژگی‌های داده‌های مکانی این است که خصوصیات آماری آن‌ها به مقیاسی که مطالعه در آن صورت گرفته بستگی دارد (Webster & Oliver, 1996) (بر این اساس رابرتسون و مترنیخت Robinson & Metternicht, 2005) بیان داشتند که ریشه مربعات خطا (RMSE) معیار مناسبی برای مقایسه دقت میان‌بابی در مقیاس‌های

پیش‌بینی توزیع مکانی متغیرها (میان‌بابی توأم) برآرش سطح و اکتشاف (شکل ۲) نشان داد که عملکرد گندم تابعی از دو متغیر مستقل تحت بررسی می‌باشد بر این اساس با محاسبه سهی واریوگرام مقابله، میان‌بابی توأم عملکرد با تراکم علف‌های هرز و درصد نیتروژن خاک در دو فاصله نمونه‌گیری انجام شد که نتایج آن در شکل ۷ ارائه شده است. شاخص‌های آماری مربوط به تعیین اختصار این میان‌بابی (جدول ۳) نشان می‌دهد زمانی که میزان نیتروژن خاک به عنوان متغیر همراه در نظر گرفته شد (شکل ۸a) کریجینگ توأم در فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری دارای $RSME=0.21$ تن در هکتار و معادل $6/26$ درصد میانگین مشاهدات بود و در نتیجه دقت پیش‌بینی به طور قابل ملاحظه‌ای نسبت به میان‌بابی توأم عملکرد با تراکم علف‌های هرز (RMSE% = 13/7) افزایش یافت (شکل ۸b).

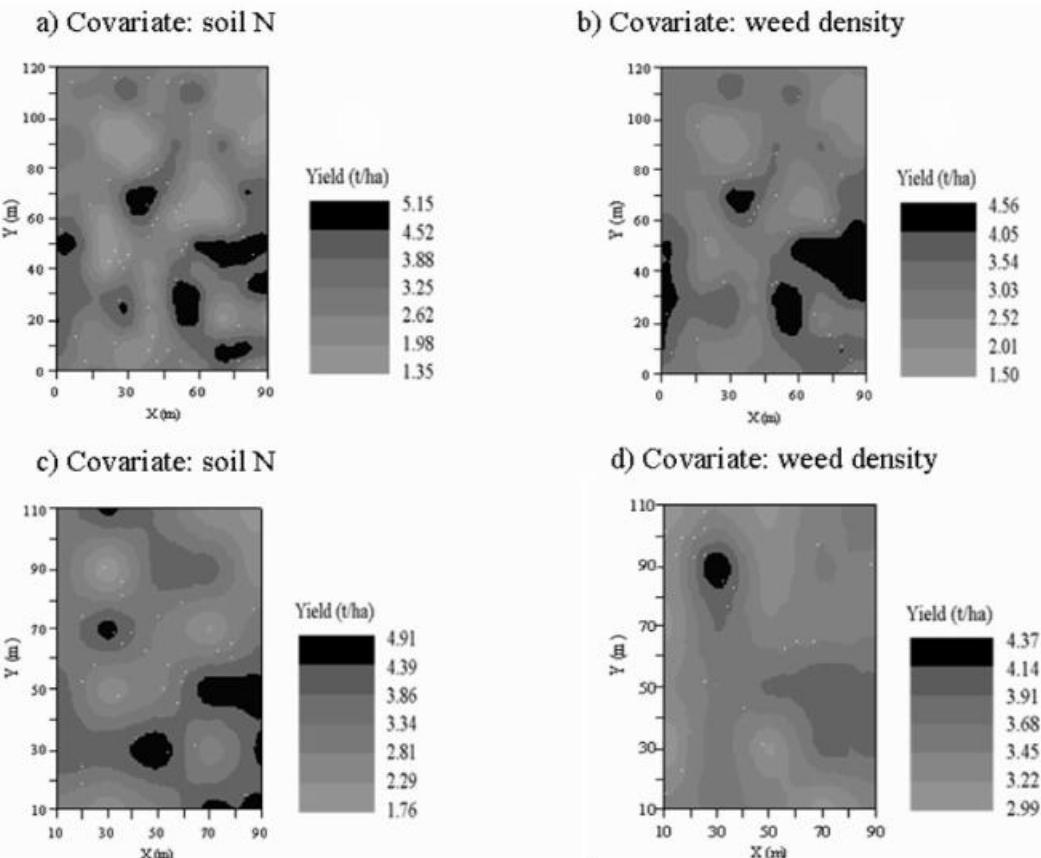
استفاده از نیتروژن خاک به عنوان متغیر همراه حتی در فاصله نمونه‌گیری ۲۰ متری (شکل ۷) نیز دقت پیش‌بینی را در مقایسه با نقشه عملکرد با میان‌بابی مستقیم در همین فاصله بهبود بخشید (جدول ۳ و شکل ۸c) در حالی که میان‌بابی با تراکم علف‌های هرز در این فاصله نمونه‌گیری تأثیر قابل توجهی بر افزایش دقت پیش‌بینی نداشت (شکل ۸d). نسبت واریانس خطابه واریانس کریجینگ (MSDR) با میان‌بابی مستقیم عملکرد در فاصله نمونه‌گیری ۱۰ متری $1/22$ بود و در میان‌بابی توأم $1/08$ عملکرد با تراکم علف‌های هرز و نیتروژن خاک به ترتیب به $1/17$ و $1/08$ رسید (جدول ۳) در حالی که با تغییر فاصله نمونه‌گیری به ۲۰ متر در تمام

1- Cross correlation

2- Autocorrelation

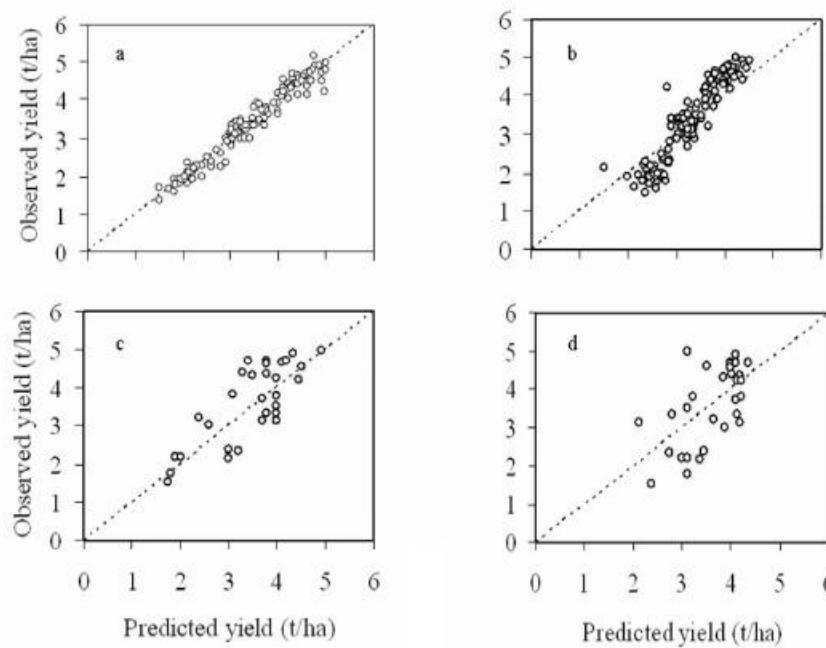
آنکار می‌گردد. یافته‌های این تحقیق نشان داد که تراکم علف‌های هرز و میزان نیتروژن خاک عوامل اصلی کنترل کننده نوسانات مکانی عملکرد گندم در Paz et al., 1998 & 2001 نشان دادند که در مناطق غربی آمریکا آب و مواد غذایی اصلی ترین عوامل مؤثر در تغییرات مکانی عملکرد در مزارع هستند. این محققین ظرفیت نگهداری آب خاک را بر اساس بافت خاک محاسبه کرده و به وسیله آن تغییرات مکانی رطوبت خاک را برآورد کردند. از آن جا که تغییرات بافت خاک در مقیاس کوچک ناجائز است، به نظر می‌رسد که تأثیر این متغیر بر تغییرات مکانی عملکرد در مقیاس بزرگ ظاهر شده و در مقیاس‌های کوچک نظیر آن چه در این مطالعه بکار رفته است چنان باز نمی‌باشد. البته ارزیابی تأثیر رطوبت خاک در مقیاس‌های کوچک موضوعی است که در پژوهش‌های بعدی باید مورد توجه قرار گیرد.

مختلف نمی‌باشد و در واقع میان‌بابی مکانی تابع ماهیت داده هاست که خود به مقیاس مطالعه بستگی دارد. برای مثال راجر و همکاران (Roger et al., 2014) تغییرات مکانی فسفر را در منطقه فرانسیس سویس در خاک‌های ۴×4 کیلومتری ارزیابی کرده و نشان دادند که مقدار فسفر در خاک‌های کشاورزی تابع نوع کاربری زمین می‌باشد و بیشترین مقدار آن در اراضی زراعی وجود دارد. در مقابل لیو و همکاران (Liu et al., 2013) تغییرات مکانی خصوصیات نزدیکی‌های خاک شامل نیتروژن کل، فسفر کل و مواد آلی را در منطقه‌ای واقع در شرق کشور چین در دو مقیاس بررسی کرده و نشان دادند که این تغییرات در مقیاس کوچک (12 کیلومترمربع) تابع نوع کاربری اراضی و در مقیاس بزرگ (84 کیلومترمربع) تابع نوع مواد مادری است. این نتایج نشان می‌دهد که در مقیاس کوچک بررسی‌های مستقل از یکدیگر نتایج مشابهی داشته‌اند و با تغییر مقیاس افزایش شدن فواصل مکانی نمونه-گیری (اگر چه دقت پیش‌بینی برخی متغیرها کاهش می‌باید ولی در مقابل تأثیر متغیرهای دیگری که در مقیاس کوچک قابل تشخیص نمی‌باشند.



شکل 7 - نقشه توزیع مکانی عملکرد گندم که به صورت توأم با درصد نیتروژن خاک و تراکم علف‌های هرز به عنوان متغیر همراه میان‌بابی شده است. نقشه های a و b مربوط به نمونه‌گیری با فاصله ۱۰ متری و c و d با فاصله ۲۰ متری می‌باشند.

Fig. 7- Co-kriged maps of wheat grain yield with soil nitrogen content and weed density as covariates. Maps a and b for 10m and c and d for 20m sampling distances.



شکل 8 - مقایسه مقادیر اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده عملکرد گندم با میان‌بابی تواأم a) فاصله تمونه‌گیری 10 متر، متغیر همراه میزان نیتروژن خاک، b) فاصله تمونه‌گیری 10 متر، متغیر همراه تراکم علف‌های هرز، c) فاصله تمونه‌گیری 20 متر، متغیر همراه میزان نیتروژن خاک، d) فاصله تمونه‌گیری 20 متر، متغیر همراه تراکم علف‌های هرز، در شکل خط 1:1 نیز نشان داده شده است.

Fig. 8- Comparison of measured and predicted wheat yield with co-kriging, a) sampling distance 10m, covariate soil nitrogen content, b) sampling distance 10m, covariate weed density, c) sampling distance 20m, covariate soil nitrogen content, d) sampling distance 20m, covariate weed, 1:1 line is also shown.

شاخص‌های مربوط به تبیین انتشار مقادیر میان‌بابی شده در جدول 3 آرکه شده است.

Statistical indices for validation of kriging are presented in Table 3.

گرفته‌اند با وجودی که Sadler و همکاران (Sadler et al., 2000) نتایج این مدل‌ها را چندان دقیق ندانستند ولی برخی محققین (Irmak et al., 2001; Irmak et al., 2002; Fraisse et al., 2001) در صورت دسترسی به داده‌های دقیق مکانی، نتایج مدل‌های نقطه‌ای قابل قبول خواهد بود. استفاده از مدل‌های نقطه‌ای همراه با تصاویر ماهواره‌ای تهیه شده از داخل یک مزرعه روش دیگری است که نتایج حاصل از آن تخمین بهتری از تغییرات مکانی و زمانی عملکرد به دست خواهد داد (Basso et al., 2001) Bootink et al., 2001) با سو و همکاران (2001) تلفیق تصاویر NDVI و مدل‌های نقاطه‌ای را روش مناسبی برای این منظور توصیف کردند.

نتیجه‌گیری

کشاورزی دقیق فریضهای جدیدی را برای افزایش تولید و کاهش تأثیر منفی مصرف نهاده‌های شیمیایی بر محیط به وجود آورده است. البته کاربرد موفق این نوع مدیریت در گرو شناخت تغییر خصوصیات خاک و عملکرد محصولات زراعی و رابطه بین تولید و ویژگی‌های خاک است. اگرچه اجرایی شدن این روش‌ها مستلزم به کارگیری فناوری‌های پیشرفته می‌باشد ولی شناخت مهمترین متغیرهای کنترل کننده نوسانات عملکرد و

توزیع مکانی عملکرد و متغیرهای کنترل کننده آن که به صورت نقشه ارائه شد در سال‌های مختلف ثابت باقی نمی‌ماند. بجلوو و همکاران (Batchelor et al., 2002) با بررسی عملکرد سویا و ذرت در آمریکا نشان دادند که نوسانات عملکرد دارای الگوی مکانی زمانی¹ است یعنی دارای تغییرات درون مزرعه‌ای می‌باشد که خود در سال‌های مختلف متغیر است. روئل و پلانت (Roel & Plant, 2004) نیز در مطالعه چهار ساله‌ای تغییرات مکانی عملکرد برنج را در مزارع کالیفرنیا بررسی کرده و پیش‌بینی شده که الگوی تغییرات عملکرد علاوه بر مکان در طی زمان نیز مقاومت می‌باشد. بنابراین مدیریت مزارع در کشاورزی دقیق مستلزم پایش مکانی و زمانی عملکرد و عوامل محدود کننده آن می‌باشد.

محققین روش‌های مختلفی را برای توصیف نوسانات مکانی زمانی عملکرد مورد استفاده قرار داده اند. مدل‌های شبیه‌سازی رشد با وجود قابلیت‌های فراوان در پیش‌بینی عملکرد طی سال‌های مختلف، برای محیط‌های همگن طراحی شده‌اند و متغیرهای مکانی در این مدل‌ها یکنواخت فرض شده است. البته مدل‌های نقطه‌ای² در شبکه‌های با وسعت کم در یک مزرعه، جهت پیش‌بینی نوسانات عملکرد مورد استفاده قرار

1- Spatio-temporal

2- Point-based models

هر دو فاصله نمونه‌گیری بهبود بخشد. به طور کلی، دقیق‌ترین نقشه عملکرد با نمونه‌گیری در فواصل 10 متری و میان‌بابی توان آن با نیتروژن خاک به دست آمد. نقشه میان‌بابی شده عملکرد گندم نشان داد که خلاصه عملکرد (تفاوت عملکرد قابل حصول از عملکرد واقعی) نیز در سطح مزرعه دارای تغییرات مکانی است و در نتیجه پر کردن این خلاصه با مدیریت وابسته به مکان از کارآمدی بیشتری برخوردار خواهد بود. به علاوه تکرار این نوع پژوهش‌ها در سال‌های متوالی اطلاعات دقیق‌تری را در مورد تغییرات مکانی زمانی عملکرد در مزرعه فراهم می‌سازد.

قدرتمندی

بودجه این تحقیق از محل اعتبارات طرح پژوهه شماره 1359 سپ مورخ 1387/12/12 توسط معاونت پژوهشی دانشگاه فردوسی مشهد تأمین شده که بدینوسیله سپاسگزاری می‌شود.
نویسنده سوم این مقاله نایاورانه به دیار باقی شتافت، روانش شاد باد.

توزیع مکانی آن‌ها اوپلین قدم در مسیر توسعه کشاورزی دقیق می‌باشد. ارزیابی‌های مکانی بر روی خصوصیات خاک، اقلیم و گیاه تقریباً همیشه بر اساس نمونه‌گیری انجام می‌شود و در نتیجه محدوده معینی را پوشش می‌دهد در حالی که تخمین مقدار متغیرهای تحت بررسی در نقاط اندازه-گیری نشده نیز مورد نیاز است. زمین آمار و میان‌بابی مکانی روشی است که به وسیله آن می‌توان این مقادیر را با دقت مطلوب و با حداقل واریانس برآورده کرد در این تحقیق با به کار گیری این روش‌ها تغییرات درون مزرعه‌ای عملکرد گندم، نیتروژن خاک و تراکم علف‌های هرز مورد بررسی قرار گرفت. در نمونه‌گیری با فواصل 10 متری سمی واریوگرام متغیرهای تحت بررسی برآورده قابل قبولی از دامنه همسنگی مکانی داشت و نسبت واریانس اولیه (ناتگ) به واریانس کل (C_0/C_0+C) از 20 درصد تجاوز نکرد در حالی که با افزایش فاصله نمونه‌گیری به 20 متر همسنگی‌های مکانی به شدت ضعیف شد و این نسبت به حدود 50 درصد رسید. در نتیجه نقشه‌های میان‌بابی شده در نمونه‌گیری‌های 10 متری از اعتبار بیشتری برخوردار بود. میان‌بابی توان عملکرد به ویژه با میزان نیتروژن خاک قدرت پیش‌بینی را در

منابع

- Bakhsh, A., Jaynes, D.B., Colvin, T.S., and Kanwar, R.S. 2000. Spatio-temporal analysis of yield variability for a corn-soybean field in Iowa. *Transactions of the ASAE* 43: 31-38.
- Basso, B., Ritchie, J.T., Pierce, F.J., Jones, J.W., and Braga, R.N. 2001. Spatial validation of crop models for precision agriculture. *Agricultural Systems* 68: 97-112.
- Basso, B., Fiorentino, C., Cammarano, D., Cafiero, G., and Dardanelli, J. 2012. Analysis of rainfall distribution on spatial and temporal patterns of wheat yield in Mediterranean environment. *European Journal of Agronomy* 41: 52-65.
- Bastiaans, L., Kropff, M.J., Goudriaan, J., and van Laar, H.H. 2000. Design of weed management systems with a reduced reliance on herbicides poses new challenges and prerequisites for modeling crop-weed interactions. *Field Crops Research* 67: 161-179.
- Batchelor, W.D., Basso, B., and Paz, J.O. 2002. Examples of strategies to analyse spatial and temporal yield using crop models. *European Journal of Agronomy* 18: 141-158.
- Boonen, V.K., Hoogenboom, G., Hook, J.E., Thomas, D.L., Guerra, L.C., and Harrison, K.A. 2004. Agricultural water use estimation using geospatial modeling and a geographic information system. *Agricultural Water Management* 67: 185-199.
- Booltink, H.W.G., van Alphen, B.J., Batchelor, W.D., Paz, J.O., Stoorvogel, J.J., and Vargas, R. 2001. Tools for optimizing management of spatially-variable fields. *Agricultural Systems* 70: 445-476.
- Bostancı, P.A., Heuvelink, G.B.M., and Akyurek, S.Z. 2012. Comparison of regression and kriging techniques for mapping the average annual precipitation of Turkey. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation* 19: 115-126.
- Calvino, P., and Sadras, V. 2002. On-farm assessment of constraints to wheat yield in the south-eastern Pampas. *Field Crop Research* 74: 1-11.
- Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., 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: 1501-1511.
- Cassman, K.G. 1999. Ecological intensification of cereal production systems: yield potential, soil quality, and precision agriculture. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 96: 5952-5959.
- Cook S.E., and Bramley, R.G.V. 2000. Coping with variability in agricultural production: implications for soil testing and fertilizer management. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 31: 1531-1551.
- Cressie, N.A.C. 1993. *Statistics for Spatial Data*. Wiley, New York, NY, 900 pp.
- Dille, J.A., Milner, M., Groeteke, J.J., Mortensen, D.A., and Williams, M.M. 2002. How good is your weed map? A comparison of spatial interpolators. *Weed Science* 51: 44-55.
- Elbasiouny, H., Abowaly, M., Abu Alkheir, A., and Gad, A. 2014. Spatial variation of soil carbon and nitrogen pools by using ordinary kriging method in an area of north Nile Delta, Egypt. *Catena* 113: 70-78.
- Eldeiry, A.A., and Garcia, L.A. 2010. Comparison of ordinary kriging, regression kriging, and cokriging techniques to estimate soil salinity using LANDSAT images. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering* 136: 27-28.
- Fraisse, C.W., Sudduth, K.A., and Kitchen, N.R. 2001. Calibration of the CERES-Maize model for simulating site-specific crop development and yield on claypan soils. *Applied Engineering In Agriculture* 17(4): 547-556.
- Franzen, D.W., and Peck, T.R. 1993. Soil sampling for variable rate fertilization. 1993 Illinois Fertilizer Conference Proceedings, January 25-27. Springfield, IL.
- Gao, R., Liu, S., Zhang, Y., Li, H., Huang, Y., Xia, X., Jiang, T., and Zhang, H. 2011. Temporal-spatial variability and fractal characteristics of soil nitrogen and phosphorus in Xinji District, Hebei Province, China. *Environmental Monitoring and Assessment* 174: 229-240.
- Goovaerts, P. 1997. *Geostatistics for natural resources evaluation*. Oxford University Press, New York, NY, 512 pp.

- Goovaerts, P. 1999. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspective. *Geoderma* 89: 1-45.
- Gotway, C.A., Ferguson, R.B., Hergert, G.W., and Peterson, T.A. 1996. Comparison of kriging and inverse distance methods for mapping soil parameters. *American Journal of Soil Science* 60: 1237-1247.
- Guisan, A., and Zimmermann, N.E. 2000. Predictive habitat distribution models in ecology. *Ecol. Modell* 135: 147-186.
- Heisel, T., Ersboll, A.K., and Anderson, C. 1999. Weed mapping with co-kriging using soil properties. *Precision Agriculture* 1: 39-52.
- Hengl, T., Heuvelink, G.B.M., and Stein, A. 2004. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression-kriging. *Geoderma* 120: 75-93.
- Heuvelink, G.B.M., and Webster, R. 2001. Modelling soil variation: past, present, and future. *Geoderma* 100: 269-301.
- Irmak, A., Jones, J.W., Batchelor, W.D., and Paz, J.O. 2001. Estimating spatially variable soil properties for application of crop models in precision agriculture. *Transactions of the ASAE* 44(5): 1343-1353.
- Irmak, A., Jones, J.W., Batchelor, W.D., and Paz, J.O. 2002. Linking multiple layers of information for diagnosing causes of spatial yield variability in soybean. *Transactions of the ASAE* 45(3): 839-849.
- Isaaks, E.H., and Srivastava, R.M. 1989. An introduction to applied geostatistics. Oxford University Press, Oxford, UK.
- Jahani, M. 2011. Investigation of agrobiodiversity in fields of Eastern region of Mashhad using general linear model. PhD thesis, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. (In Persian with English Summary)
- Jamieson, P.D., Porter, J.R., and Wilson, D.R. 1991. A test of the computer simulation model ARCWEAT1 on wheat crops grown in New Zealand. *Fields Crop Research* 27: 337-350.
- Jaynes, D.B., and Colvin, T.S. 1997. Spatiotemporal variability of corn and soybean yield. *Agronomy Journal* 89: 30-37.
- Liu, Y., Zhang, J.L.B., and Bi, J. 2013. Spatial multi-scale variability of soil nutrients in relation to environmental factors in a typical agricultural region, Eastern China. *Science of the Total Environment* 450-451: 108-119.
- Lowenberg-DeBoer, J., and Erickson, K. 2000. Precision farming profitability. Purdue Univ., West Lafayette, IN.
- Makarian, H., Rashed Mohassel, M.H., Banayan, M., and Nassiri, M. 2007. Spatial pattern analysis of weed seed bank population in saffron (*Crocus sativus* L.) field using geostatistics. *Journal of Agricultural science and Technology* 20(5): 133-147.
- Miller, J., Franklin, J., and Aspinall, R. 2007. Incorporating spatial dependence in predictive vegetation models. *Ecological Modelling* 202: 225-242.
- Oliver, M.A., and Webster, R. 2014. A tutorial guide to geostatistics: Computing and modelling variograms and kriging. *Catera* 113: 56-69.
- Oliver, Y.M., and Robertson, M.J. 2013. Quantifying the spatial pattern of the yield gap within a farm in a low rainfall Mediterranean climate. *Field Crops Research* 150: 29-41.
- Park, S.E., Benjamin, L.R., and Watkinson, A.R. 2003. The Theory and application of plant competition models: an agronomic perspective. *Annals of Botany* 92: 741-748.
- Paz, J.O., Batchelor, W.D., Tylka, G.L., and Hartzler, R.G. 2001. A modeling approach to quantifying the effects of spatial soybean yield limiting factors. *Transactions of the ASAE* 44(5): 1329-1344.
- Pierce, F.J., and Nowak, P. 1999. Aspects of precision agriculture. *Advances in Agronomy* 67: 1-85.
- Pierpaoli, E., Carli, G., Pignatti, E., Canavari, M. 2013. Drivers of precision agriculture technologies adoption: A literature review. *Procedia Technology* 8: 61-69.
- Ping, J.L., Green, C.J., Zartman, R.E., and Bronson, K.F. 2004. Exploring spatial dependence of cotton yield using global and local autocorrelation statistics. *Field Crops Research* 89: 219-236.
- Porter, P.M., Lauer, J.G., Huggins, D.R., and Oplinger, E.S. 1998. Assessing spatial and temporal variability of corn and soybean yields. *Journal of Production Agriculture* 11: 359-363.
- Robinson, T.P., and Metternicht, G. 2005. Comparing the performance of techniques to improve the quality of yield maps. *Agricultural Systems* 85: 19-41.
- Roel, A., and Plant, R.E. 2004. Spatiotemporal analysis of rice yield v Variability in two California fields. *Agronomy Journal* 96: 77-90.
- Roger, A., Libohova, Z., Rossier, N., Joost, S., Maltais, A., Frossard, E., and Sinaj, S. 2014. Spatial variability of soil phosphorus in the Fribourg canton, Switzerland. *Geoderma* 217-218: 26-36.
- Sadler, E.J., Gerwig, B.K., Evans, D.E., Busscher, W.J., and Bauer, P.J. 2000. Site-specific modeling of corn yield in the SE Coastal Plain. *Agricultural Systems* 64(3): 189-207.
- Siah-Marguee, A., Rashed-Mphassel, M.H., Nassiri Mahallati, M., Banayan Awal, M., and Rahimiyan Mashhad, H. 2006. Evaluation of spatial variation of weeds and their response to imposed management in sugar beet field in Mashhad. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources* 10(3B): 361-374. (In Persian with English Summary)
- Stein, A., and Ettema, C. 2003. An overview of spatial sampling procedures and experimental design of spatial studies for ecosystem comparisons. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 94: 31-47.
- Viscarra Rossel, R.A., Goovaerts, P., and McBratney, A.B. 2001. Assessment of the production and economic risks of sitespecific limiting using geostatistical uncertainty modeling. *Environmetrics* 12: 699-711.
- Walter, A.M., Christensen, S., and Simmelsgaard, S.E. 2002. Spatial correlation between weed species densities and soil properties. *Weed Research* 42: 26-38.
- Webster, R., and Oliver, M.A. 1990. Statistical Methods in Soil and Land Resource Survey. Oxford University Press, New York, NY, 316 pp.
- Wollenhaupt, N.C., Wolkowski, R.P., and Clayton, M.K. 1994. Mapping soil test phosphorus and potassium for variable-rate fertilizer application. *Journal of Production Agriculture* 7: 441-448.
- Wright, N.A. 1998. Soil fertility variograms from "True Point Sampling"™ on 20.0, 0.9, and 0.1 meter grids in two fields. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 29: 1649-1666.
- Zhu, Q., Lin, H.S., and Doolittle, J.A. 2013. Functional soil mapping for site-specific soil moisture and crop yield management. *Geoderma* 200-201: 45-54.



Estimating Within Field Variability of Wheat Yield Using Spatial Variables: An Approach to Precision Agriculture

M. Nassiri Mahallati^{1*}, A. Koocheki¹ and M. Jahani²

Submitted: 26-04-2014

Accepted: 18-07-2014

Nassiri Mahallati, M., Koocheki, A., and Jahani, M. 2016. Estimating Within Field Variability of Wheat Yield Using Spatial Variables: An Approach to Precision Agriculture. Journal of Agroecology 8(3): 329-345.

Introduction

In conventional crop management systems fields are considered as a homogenous environment however, because of high within field spatial variability such management is economically inefficient and provides drastic environmental consequences (Pierpaoli et al., 2013). Crop yield at any point of a field is a function of factors including planting density, weather conditions, management practices and biotic and abiotic stresses which results to spatial variability. Understanding the pattern and determinants of yield variability provides a basis for development of site specific management systems with lower inputs (Basso et al., 2012). In this study spatial variability of soil nitrogen, weed density and their effect on crop yield variation within a wheat field are surveyed and mapped using geostatistical methods. In addition the effects of sampling distance on the accuracy of results were evaluated.

Materials and Methods

Required data were collected from a 3.5 ha wheat field which was fully managed by owner based of local agronomic recommendations. Samples were taken from a 90×120 m area located in the field center and divided into 10×10 m grids. Soil nitrogen content and weed density at tillering and wheat yield at maturity were measured in 1 m² plots located at the center of each grid. Semivariograms were developed after fitting spherical model to the calculated semivariance for each spatial variable. Simple kriging was used for spatial interpolation and mapping spatial variability of soil nitrogen, weed density and wheat yield and co-kriging was applied with soil nitrogen or weed density as covariates to map within field yield variation (Goovaerts, 1999; Oliver and Webster, 2014). The same analysis was repeated with 20×20 m grids to evaluate the effect of sampling distance. Predictions results were validated against measured values using standard statistical methods. GS Plus (γ -Design) ver. 9.0 was used for geostatistical analysis and mapping.

Results and Discussion

Grain yield was varied between 1.5-4.9 t ha⁻¹ with coefficient of variation (CV) of 29%. However, weed density and soil nitrogen showed a higher spatial variation with CV of 55 and 41%, respectively. Based on the results of multiple regression, weed density and soil nitrogen accounted for 80% of the observed yield variation. Semivariance was calculated for the studied variables with 10 and 20 m lag distances and spherical model was fitted to the experimental variograms. Comparison of statistical characteristics of the variogram models indicated that precision was decreased with increasing sampling distance. Based on the modeled variograms measurements were interpolated using ordinary kriging and the resulting yield maps were reasonably matched with spatial pattern of soil nitrogen and weed density. The accuracy of interpolated yields with kriging at 10 and 20 m sampling distance was validated against the observed yields. Yield prediction accuracy was improved with co-kriging particularly when soil nitrogen content was defined as covariate in both distances however, this method of interpolation was more efficient at 10 m sampling distance.

Conclusion

Based on the results it was concluded that spatial variability of wheat yield could be mapped with good accuracy using simple kriging when sampling distance is 10 m or lower. However, at 20 m sampling distance accurate yield maps were obtained after co-kriging with covariates such as soil nitrogen or weed density which are

1 and 2- Professor and former PhD student, College of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Iran, respectively.

*- Corresponding author Email: mnassiri@um.ac.ir

highly correlated with yield. Spatio-temporal yield variation could be studied by repeating such an experiment in different years.

Key words: Geostatistics, Semivariogram, Spatial interpolation, Co-kriging, yield mapping

References

- Basso, B., Fiorentino, C., Cammarano, D., Cafiero, G., and Dardanelli, J. 2012. Analysis of rainfall distribution on spatial and temporal patterns of wheat yield in Mediterranean environment. European Journal of Agronomy 41: 52–65.
- Goovaerts, P. 1999. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspective. Geoderma 89: 1-45.
- Oliver, M.A. and R. Webster. 2014. A tutorial guide to geostatistics: Computing and modelling variograms and kriging. Catena 113: 56–69.
- Pierpaoli, E., Carli, G., Pignatti, E., and Canavari, M. 2013. Drivers of precision agriculture technologies adoption: A literature review. Procedia Technology 8: 61-69.