Оценка и аналитическая аппроксимация вариограмм для сельскохозяйственных полей в условиях Акмолинского региона Казахстана

А. А. Комаров¹, Ю. Г. Захарян¹, Б. Р. Ирмулатов²

¹ *Агрофизический научно-исследовательский институт
Санкт-Петербург, 195220, Россия
E-mails: dzhem.m@yandex.ru, Zelenydar@mail.ru*

² *Научно-производственный центр зернового хозяйства им. А. И. Бараева
пос. Научный, 61А8Н0, Акмолинская обл., Республика Казахстан
E-mail: tsenter-zerna@mail.ru*

Особое внимание уделяется вариограммному анализу — основному математическому инструменту геостатистики, используемому для описания статистической структуры полей пространственно варьирующих переменных. Показано, что оценка и аналитическая аппроксимация вариограмм эффективности, стратегии планирования технологических воздействий, а следовательно, и целесообразность применения точной технологии в каждом конкретном случае зависит от почвенно-климатических вариаций, характеризующих пространственную изменчивость управляемого фактора, а также от масштаба поля, определяемого как отношение его фактических размеров к лагу вариограммной функции. В основе прецизионного земледелия и стратегии планирования адаптации агротехнологических решений сельскохозяйственного производства лежит представление о возможности значительного повышения урожайности, существенной экономии ресурсов и снижения природно-антропогенной неоднородности окружающей среды, что осуществляется путём дифференциации норм технологического воздействия на посев и среду его обитания в соответствии с пространственно-временной изменчивостью почвенных и иных факторов продуктивности в пределах отдельного сельскохозяйственного поля.

Ключевые слова: дистанционное зондирование, вариограммный анализ, стратегия планирования, дифференцированная агротехнология, фактор продуктивности, геостатистика, неоднородность

Одобрена к печати: 12.05.2021
DOI: 10.21046/2070-7401-2021-18-3-182-191

Введение

В настоящее время во всём мире расширяется применение систем дистанционного зондирования Земли (ДЗЗ). Первоначально ДЗЗ применялось для оценки посевных площадей яровых зерновых культур, для чего использовалась спутниковая информация NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration — Национальное управление океанических и атмосферных исследований, США) с пространственным разрешением 1 км. Имеется достаточно обширный информационный ресурс ДЗЗ, позволяющий оценивать состояние растений как по вегетационному индексу NDVI (Normalized Difference Vegetation Index — нормализованный разностный вегетационный индекс), так и с использованием ряда других спектральных характеристик и индексов.

Оценка степени неоднородности сельскохозяйственного поля зависит от экономической и экологической эффективности применения точного земледелия (ТЗ) в производстве растениеводческой продукции (Захарян, Комаров, 2019; Якушев, 2016). Применение традиционных приёмов обычно предусматривает дифференциацию норм технологического воздействия от поля к полю, т.е. пространственная вариабельность условий формирования урожая учитывается только в пределах достаточно большой сельскохозяйственной территории, превышающей размеры отдельных полей. В системе ТЗ технологические воздействия дифференцируются в масштабах отдельных полей. Отсюда следует, что переход к ТЗ на конкретном

поле может быть оправдан лишь в тех случаях, когда внутриполевое варьирование условий формирования урожая оказывает существенное влияние на неоднородность урожайности на рассматриваемой сельскохозяйственной территории. Внутриполевая изменчивость наблюдается практически на любом сельскохозяйственном поле (Якушев и др., 2020), и на практике широко используется метод выделения границ внутриполевой неоднородности, основанный на отборе почвенных или растительных образцов в поле с последующими лабораторными исследованиями. Как правило, это связано с существенными временными и финансовыми затратами. При этом также возникает множество вопросов: сколько образцов следует отбирать, с какой площади, с каким шагом, в какой степени пространственное варьирование будет учтено при выбранной схеме отбора образцов и определении показателей в лаборатории и т. д. В этой связи весьма актуальным может быть использование современных методов геостатистики (Geostatistical..., 2010; Isaaks, Srivastava, 1989; Journel, Huijbregts, 1978), в частности использование аналитической аппроксимации вариограмм, применяемой для оценки неоднородности сельскохозяйственных полей в условиях Северного Казахстана.

Объекты и методы

Спутниковый мониторинг (Лупян и др., 2020) осуществлялся с использованием LandViewer (<https://eos.com>) — сервиса обработки и анализа изображений в режиме реального времени, которому удастся объединить огромный список аналитических инструментов, включая построение вариограммной функции. Оценка данных проводилась по вегетационному индексу NDVI на основе детального анализа участков на каждую фиксированную дату с использованием методов вариограммного и кластерного анализа, динамики показателей изменений индекса за вегетационный период.

Урожайность растений определялась с помощью современной уборочной техники, оборудованной мониторами и специальными датчиками, с привязкой урожайности к глобальной системе координат. Таким образом, создавалась электронная карта урожайности.

В исследованиях использовались высокопродуктивные сорта яровой пшеницы местной селекции, поскольку известно, именно это растение — одна из основных продовольственных культур Казахстана.

Оценка состояния растений с географической привязкой снимков, производимая с помощью ДЗЗ (Аванесов и др., 2019), ставила задачу идентифицировать процессы роста и развития растениеводческой культуры по сортовому разнообразию. Так, поле № 35 с координатами 51° 32' 51,77" с. ш., 71° 03' 27,50" в. д., где сформированы 1-я и 5-я гектарные сетки агрохимического обследования, было засеяно сортами яровой пшеницы разных групп спелости (Астана и Шортандинская 95).

Агрохимическая характеристика почвенных образцов основывалась на методических рекомендациях. Обработка результатов эксперимента проводилась с использованием традиционного корреляционного анализа (Гандин, Каган, 1976).

Результаты исследований

Оценка состояния растений, выполненная как с помощью наземных исследований, так и с использованием сопряжённого с ними ДЗЗ (рис. 1, см. с. 184), показала, что данный вид анализа успешно применим в условиях Российской Федерации (Захарян, Комаров, 2019).

По каждому из полей можно наблюдать неравномерность вегетационного индекса, что характеризует неоднородность условий для роста и развития растений, а следовательно, и планируемой урожайности пшеницы, которая отрицательно сказывается как на факторе продуктивности, так и на стратегии планируемых дифференциаций агротехнологических решений. Для выявления особенности роста и развития растений разных групп был проведён кластерный анализ, который оказался более информативным (рис. 2, см. с. 184).

Рис. 1. Вид полей с пшеницей разных групп спелости: сорта Астана и Шортандинская 95

Рис. 2. Кластеризация полей по срокам вегетации: а — 29 июня; б — 7 июля; в — 17 июля; г — 6 августа

Особенность этого анализа заключается в том, что с помощью кластеризации можно не только контрастировать зоны неоднородности, но и сгруппировать полученные значения по идентифицированным признакам. Количество группируемых признаков можно свести к трём контрастным градациям. Далее на снимках они выделены как красная зона (значение показателя 0,1–0,3) — отсутствие вегетации, светлая зона (0,4–0,5) — слабая вегетация и зелёная зона (0,8–1,0) — интенсивная вегетация.

Принцип кластеризации стратегии планирования агротехнологических решений согласуется с разработанным геостатистическим анализом пространственно-временной неоднородности сельскохозяйственных земель. При детализации данных количество градаций может быть увеличено. Кластерный анализ показывает, как происходит изменение индекса NDVI на момент съёмки. При этом можно выделить как зоны неоднородностей по территории каждого поля или элементарного участка, так и отдельные варианты опытов внутри каждого поля. Динамика вегетации растений может быть также оценена путём графического отображения изменения вегетационного индекса во времени (рис. 3).

Рис. 3. Динамика вегетационного индекса NDVI

Этот тип анализа даёт возможность рассмотреть специфику физиологических процессов в период роста и развития разных сортов пшеницы на разных этапах онтогенеза. Рассматривая динамику роста и развития пшеницы по вегетационному индексу NDVI, можно отметить разноплановую картину реакции пшеницы в специфике её сортовых особенностей и разной адаптивности к погодным условиям. Так, наиболее информативным способом оценки и аналитической аппроксимации вариограмм состояния растительного покрова сельскохозяйственных территорий в условиях адаптации планируемых агротехнологических решений оказался метод оценки динамики вегетации растений по индексу NDVI.

Таким образом, ДЗЗ и сопряжённые наземные измерения позволили оценить специфику индекса вегетации, а следовательно, и особенности физиологических процессов роста и развития возделываемых культур, что в конечном итоге отразилось на урожайности. Вместе с тем все перечисленные приёмы оценки описывают лишь отдельные детали биопродукционного процесса. На основании наземных наблюдений и ДЗЗ выявлены наиболее информативные показатели, приемлемые для сельскохозяйственных территорий. Такими показателями оказались методы геостатистики для оценки аппроксимации вариограмм для сельскохозяйственных полей, применяемые в сопряжённом анализе данных наземных наблюдений и дистанционного зондирования полей с учётом представленных ниже выражений (2), (4). При оценке состояния роста и развития растений и прогнозировании факторов продуктивности или целесообразности стратегии планирования дифференциации агротехнологических решений неоднородных почвенно-климатических параметров сельскохозяйственных территорий (Uskov, Zakharian, 2009) предлагается учитывать вариограммный анализ. Одним из важнейших составляющих традиционной геостатистики является пространственно-корреляционная система (анализ), или вариография. Мерой пространственной корреляции служит вариограмма — статистический момент 2-го порядка, а для пространственной оценки используют семейства кригинга — наилучшего линейного оценителя. Его оценка обладает минимальной вариацией ошибки (точный оценитель).

Аналитическая аппроксимация вариограмм

Рассмотрим последовательно значимость оцениваемых показателей по массиву поля. Варьирование показателей по содержанию подвижного фосфора в массиве оцениваемого поля представлено на *рис. 4*. При этом степень неоднородности по этому показателю была широкой и составляла пять уровней градации: от «очень низкого» (6,4 мг/кг) до «высокого» (51 мг/кг). Неравномерность содержания азота по территории поля имела амплитуду в 4 градации: от «очень низкого» (0,5 мг/кг) до «высокого» (62,6 мг/кг) (*рис. 5*). Оценочные показатели легли в основу формирования программы дифференцированного внесения расчётных доз минеральных удобрений.

Оценка содержания подвижного фосфора в почве по методу Мачигина (размер элементарного участка 1 га) (ГОСТ 26205-91)

Рис. 4. Неравномерность распределения содержания подвижного фосфора на оцениваемом поле

Оценка содержания нитратов в почве (размер элементарного участка 1 га) (ГОСТ 26951-86)

Рис. 5. Неоднородность распределения содержания азота по территории оцениваемого поля

Также приведена неоднородность распределения содержания азота по оцениваемой территории (см. *рис. 5*). Размер элементарного участка оцениваемого поля составил 1 га.

Спутниковый мониторинг своевременно выявляет аномалии сельскохозяйственных территорий на росте и развитии растений, помогает объяснить и определить их причины, также принять агротехнические решения по их устранению с помощью вариограммной функции, основанные на оценке с учётом обычного кригинга $Z(x)$. Уравнение кригинга как оценивание эффективности адаптации агротехнологических воздействий к пространственно-временной неоднородности сельскохозяйственных земель имеет вид:

$$\lambda C_{ij} = C_{jo},$$

где C_{ij} — значение априорной вариации; C_{jo} — значение ковариационной функции для отрезка, разделяющего точки X_i и X_j ; λ — весовой коэффициент оценивания обычного кригинга:

$$\lambda = \frac{C_{jo}}{C_{ij}}.$$

Обычный кригинг (теоретический) при использовании локальной оценки не требует постоянства среднего по всей зоне оценивания. Допущение возможности постоянства среднего значения в рамках небольшой окрестности более реалистично, чем предположение, что данные обладают пространственной неоднородностью (непрерывность). Оценка обычного кригинга, которая используется в нашем исследовании, строится как линейная комбинация исходных данных. То есть, если обозначить факторами продуктивности X_i и X_j , то ковариации (C_{ij}) случайных переменных будут иметь вид:

$$C_{ij} = \text{cov}\{Z(x_i)Z(x_j)\}, i, j = 1, \dots, n,$$

где $Z(X_i)$ и $Z(X_j)$ — оценки обычного кригинга. Таким же образом можно рассмотреть вариацию ошибки σ_x^2 для роста и развития растений.

Более информативными показателями оказались данные сопряжённой оценки урожайности и вегетационного индекса NDVI. Оцифрованные карты урожайности и вегетационного индекса представлены в *таблице*. Предложенные универсальные числовые данные, карты урожайности и вегетационного индекса NDVI, критерии оценки теоретически достижимого эффекта могут быть получены за счёт дифференциации агротехнологических решений в соответствии с геостатистическими закономерностями пространственной неоднородности сельскохозяйственной территории (Комаров и др., 2017). Методы и подходы апробированы на примере решения задач различного временного и пространственного масштаба (от отдельных хозяйств, тестовых полигонов в регионе «Акмолинского», до уровня целой страны (Казахстана)).

Сопряжённые данные карты урожайности и вегетационного индекса NDVI

№	Карта урожайности, ц/га										Вегетационный индекс NDVI, ед.										
	1А	2Б	3В	4Г	5Д	6Е	7Ж	8З	9И	Ср.	1а	2б	3с	4д	5и	6ф	7г	8h	9w	Ср.	R
1	11	10	11	15	14	12	14	11	12	12,22	39	40	42	45	44	41	42	38	39	41,11	0,79
2	11	7	10	12	12	13	16	14	16	12,33	33	33	43	45	44	40	40	38	40	39,56	0,75
3	10	8	10	12	11	13	14	15	15	12,00	36	33	41	46	42	39	40	39	41	39,67	0,70
4	11	9	10	12	11	13	14	14	17	12,33	35	32	42	47	42	41	41	39	41	40,00	0,64
5	12	10	10	12	14	13	14	14	15	12,67	36	33	42	48	43	41	40	38	40	40,11	0,72
6	12	10	10	12	18	—	13	16	15	13,25	38	32	39	44	61	—	41	41	40	42,00	0,76
7	13	10	13	—	—	14	13	17	19	14,14	40	38	41	—	—	42	40	44	47	41,71	0,98
8	12	10	16	—	—	13	15	16	18	14,28	40	37	44	—	—	40	41	40	48	41,42	0,85
9	12	15	20	—	18	13	17	16	—	15,86	41	40	47	—	55	40	41	41	—	43,57	0,62
10	14	19	25	23	18	14	16	16	14	17,67	42	55	73	64	61	43	42	44	40	51,56	0,96
11	15	20	24	21	17	14	15	15	15	17,44	41	57	74	71	63	40	40	40	40	51,77	0,92
12	16	19	21	18	17	16	18	18	18	17,89	41	59	62	60	61	41	44	44	44	50,67	0,61
13	17	19	21	17	17	16	20	21	20	18,67	40	51	57	60	58	43	60	60	60	54,33	0,73
14	16	20	19	19	18	16	20	21	20	18,78	40	56	56	61	58	45	60	60	60	55,11	0,87
15	15	20	20	22	18	16	19	21	20	19,00	40	60	60	62	59	46	60	60	60	56,33	0,91
16	17	20	20	22	17	16	17	20	19	18,67	40	54	59	63	59	41	59	60	59	54,89	0,64
17	18	19	20	21	16	16	17	20	19	18,44	43	58	60	66	56	42	57	58	58	55,33	0,67
18	12	12	18	19	15	15	18	18	16	15,67	40	54	59	62	55	42	60	59	60	54,56	0,73
Коэффициент корреляции R											0,66	0,91	0,80	0,92	0,89	0,64	0,84	0,91	0,81

Рис. 6. Типы моделей вариограммной функции: а — экспоненциальная модель, даёт самый пёстрый результат; б — гауссовская модель, даёт самый гладкий результат

Наиболее информативным в этом случае может быть решение задач, связанных с оцениванием случайной функции $Y(x)$

или задач, основанных на использовании вариограммного анализа, в частности классической проблемы кригинга, что представлено в многочисленных работах (см, например, монографию (Матерон, 1968)). Также они могут быть связаны с разработанным анализом. При этом, для того чтобы эмпирические оценки вариограммы $y(h)$ были рассчитаны для конечного набора расстояний $h = h_a, h_2, \dots, h_n$, они также могут быть аппроксимированы с определяемой аналитической зависимостью и использованы при описании пространственно-варьирующихся факторов каждого конкретного сельскохозяйственного поля.

Для экспоненциальной модели значение $\gamma(h)$ может иметь вид:

$$y(h) = \begin{cases} 0 & \text{при } h = 0, \\ c_0 + c_1 \left[1 - \exp\left(\frac{-3h}{a}\right) \right] & \text{при } h > 0, \end{cases} \quad (1)$$

где c_0 и c_1 — коэффициенты, имеют смысл приближённых значений (для эмпирических оценок растений) оценок дисперсий D_ϵ и D_s ; мера различия значений между парами точек (данных), характеризующих неоднородности территории; a — расстояние между точками, на котором вариационная функция практически стремится к уровню плато (т.е. выход на долгую возвышенность от соседних) — $c = c_0 + c_1$. Параметр a часто называют лагом или рангом вариограммы (важный параметр, расстояние корреляции — расстояние, на котором данные растений перестают зависеть друг от друга) (Каневский и др., 1999).

Рассмотрим соответствующие графики, приведённые на рис. 6.

Часто используется термин «интервал корреляции», суммарная величина $C = C_0 + C_1$ рассматривается как приближённое значение общей мезо- и микромасштабной дисперсии пространственного варьирования фактора, и в соответствие с такой интерпретацией:

$$C \approx D = D_\epsilon + D_s.$$

На рис. 6а видно, что с увеличением расстояния между точками поля вариограммная функция быстро возрастает, асимптотически приближаясь к порогу насыщения C . Наибольшая скорость роста и развития растения, отвечающая максимуму производной $d\gamma/dh$, имеет место при $h = 0$ и характеризуется значением:

$$\left. \frac{d\gamma}{dh} \right|_{\max} = \frac{3C_1}{a}.$$

Вследствие этого надо иметь в виду, что возрастание вариограммной функции одновременно всегда означает ослабление пространственной корреляции и выглядит как:

$$\gamma(\vec{h}) = R(0) - R(\vec{h}), \quad (2)$$

где $R(0)$ имеет смысл суммарной дисперсии варьирующего фактора. Отметим, что при обозначении $R(0)$ через дисперсию D , равную сумме дисперсий D_s и D_ϵ , характеризующих соответственно мощность мезомасштабной и микромасштабной компонент, получим:

$$R(0) = D = D_s + D_\epsilon, \quad (3)$$

и выражение (1) может быть переписано в виде:

$$\gamma(\vec{h}) = D[1 - \rho(\vec{h})].$$

В этой формуле $\rho(\vec{h}) = \frac{R(\vec{h})}{D}$ — нормированная корреляционная функция пространственно распределённого фактора, которая при принятом условии некоррелированности (случайности) микрокомпоненты сельскохозяйственного поля $\varepsilon(\vec{r})$ имеет разрыв в нуле и определяется как 1 при $\vec{h} = 0$, тогда:

$$\gamma(\vec{h}) = \begin{cases} 1 & \text{при } \vec{h} = 0, \\ \frac{D_s}{D} \rho_s(\vec{h}) & \text{при } \vec{h} > 0, \end{cases} \quad (4)$$

где $\rho_s(\vec{h})$ — нормированная корреляционная функция мезокомпоненты $s(\vec{r})$, равная 1 при $\vec{h} = 0$ и стремящаяся к 0 при больших $\vec{h}$. Принимая это во внимание, можно доказать, что экспоненциальная модель описывает такую ситуацию, когда статистическая связь значений варьирующего фактора в отдельных точках с увеличением расстояния между этими точками ослабевает достаточно быстро. Для гауссовской модели имеется другой вид (см. рис. 4б):

$$\gamma(\vec{h}) = \begin{cases} 0 & \text{при } h = 0, \\ C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(\frac{-3h^2}{a^2}\right) \right] & \text{при } h > 0. \end{cases}$$

В целом характер изменения функции $\gamma(\vec{h})$ и смысл входящих в выражение (3) параметров C_0 , C_1 и a оказываются такими же, как и в случае с экспоненциальной моделью, которая больше всего используется в области агрономии. Основное различие состоит в поведении гауссовской вариограммы вблизи нуля. В отличие от экспоненциальной модели, для которой скорость возрастания функции $\gamma(h)$ и, соответственно, степень ослабления корреляционных связей на малых расстояниях максимальны, гауссовская модель предполагает, что вблизи нуля функция $\gamma(h)$ возрастает очень медленно и, соответственно, статистическая связность значений варьирующего фактора на небольших расстояниях h остаётся достаточно мощной.

Заключение

В заключение следует отметить, что на сегодняшний день существует достаточно большое количество прикладных геостатистических программ, которые позволяют обрабатывать экспериментальные данные по двумерным и трёхмерным полям, выделять тренды и подбирать соответствующие аппроксимационные зависимости, а также обеспечивать решение широкого комплекса задач геостатистического анализа через компьютеризацию.

Среди эмпирических оценок более информативными являются сопряжённые данные наземных наблюдений и ДЗЗ. Например, данные, полученные дифференцированным способом учёта урожайности с помощью соответствующей техники и формирования карты урожайности, а также ДЗЗ с использованием кластерного анализа и анализа динамики изменений индекса NDVI.

Особое внимание уделяется вариограммному анализу — основному математическому инструменту геостатистики, используемому для описания статистической структуры полей пространственно варьирующих переменных. Показано, что оценка и аналитическая аппроксимация вариограмм эффективности, стратегии планирования технологических воздействий, а следовательно, и целесообразность применения точной технологии в каждом конкретном случае зависят от почвенно-климатических вариаций, характеризующих пространственную изменчивость управляемого фактора, а также от масштаба поля, определяемого как отношение его фактических размеров к лагу вариограммной функции.

Литература

1. Аванесов Г. А., Бессонов Р. В., Куркина А. Н., Никитин А. В., Форш А. А. Вопросы обеспечения географической привязки снимков дистанционного зондирования Земли // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2019. Т. 16. № 5. С. 59–64. DOI: 10.21046/2070-7401-2019-16-5-59-64.
2. Гандин Л. С., Каган Р. Л. Статистические методы интерпретации метеорологических данных. Л.: Гидрометеиздат, 1976. 360 с.
3. Захарян Ю. Г., Комаров А. А. Перспективы использования геостатистики для анализа состояния растений по данным дистанционного зондирования Земли // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2019. Т. 16. № 3. С. 140–148. DOI: 10.21046/2070-7401-2019-16-3-140-148.
4. Каневский М. Ф., Демьянов В. В., Савельева Е. А., Чернов М. Ю. Основные понятия и элементы геостатистики. Проблемы окружающей среды и природных ресурсов. Обзорная информация. М.: ВИНТИ, 1999. Вып. 11. 136 с.
5. Комаров А. А., Захарян Ю. Г., Кирсанов А. Д. Анализ пространственных распределений урожайности для обоснования дифференциации агротехнологии // Изв. Санкт-Петербургского аграрного ун-та. 2017. № 47. С. 48–57.
6. Лупян Е. А., Денисов П. В., Середа И. И., Трошко К. А., Плотников Д. Е., Толпин В. А. Наблюдение развития озимых культур в южных регионах России весной 2020 г. на основе данных дистанционного мониторинга // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2020. Т. 17. № 2. С. 285–291. DOI: 10.21046/2070-7401-2020-17-2-285-291.
7. Матерон Ж. Основы прикладной геостатистики / пер. с фр. М.: Мир, 1968. 408 р.
8. Якушев В. В. Точное земледелие: теория и практика. СПб.: ФГБНУ АФИ, 2016. 364 с.
9. Якушев В. П., Буре В. М., Митрофанова О. А., Митрофанов Е. П., Петрушин А. Ф., Блохина С. Ю., Якушев В. В. Оценка внутриполевой изменчивости посевов с помощью вариограммного анализа спутниковых данных для точного земледелия // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 2020. Т. 17. № 2. С. 114–122. DOI: 10.21046/2070-7401-2020-17-2-114-122.
10. Geostatistical applications for precision agriculture / ed. Oliver M. A. Springer Science and Business Media, 2010. 331 p.
11. Isaaks E. H., Srivastava R. M. Applied Geostatistics. Oxford University Press, 1989. 589 p.
12. Journel A. G., Huijbregts Ch. J. Mining Geostatistics. L.; N. Y.: Academic Press, 1978. 600 p.
13. Uskov A. O., Zakharian J. G. Expedient spatial differentiation of technologies of precise agriculture according to productivity factors // IAC 2009. Book of abstr. Netherlands: Wageningen Academic Publishers, 2009. P. 113.

Evaluation and analytical approximation of variograms for agricultural fields in the conditions of the Akmolinsky Region of Kazakhstan

A. A. Komarov¹, Yu. G. Zakharyan¹, B. R. Irmulatov²

¹Agrophysical Research Institute, Saint Petersburg 195220, Russia
E-mails: dzhem.m@yandex.ru, Zelenydar@mail.ru

²A. I. Barayev Research and Production Centre for Grain Farming
Nauchny C61A8H0, Akmola Region, Republic of Kazakhstan
E-mail: tsenter-zerna@mail.ru

Special attention is paid to semivariogram analysis — the main mathematical tool of geostatistics used to describe the statistical structure of spatially varying fields variables. It is shown that the assessment and analytical approximation of the efficiency variograms, the strategy of planning technological impacts and, consequently, the feasibility of using the exact technology in each specific case depend on the soil-climatic variation characterizing the spatial variability of the controlled factor as well as on the field scale defined as the ratio of its actual dimensions to the lag of the variogram function. The precision agriculture and strategy of agro-technological solutions adaptation planning for agricultural production are based on the idea of the possibility of a significant increase in yield, significant resources

saving and decrease in natural-anthropogenic heterogeneity on the environment, which is realized by differentiating the norms of technological impact on the crop and its habitat in accordance with the spatial temporary variability of soil and other factors of productivity within an individual agricultural field.

Keywords: remote sensing, variogram analysis, planning strategy, differentiated agricultural technology, productivity factor, geostatistics, heterogeneity

Accepted: 12.05.2021

DOI: 10.21046/2070-7401-2021-18-3-182-191

References

1. Avanesov G. A., Bessonov R. V., Kurkina A. N., Nikitin A. V., Forsh A. A., Issues of providing geographic referencing of Earth remote sensing images, *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2019, Vol. 16, No. 5, pp. 59–64 (in Russian), DOI: 10.21046/2070-7401-2019-16-5-59-64.
2. Gandin L. S., Kagan R. L., *Statisticheskie metody interpretatsii meteorologicheskikh dannykh* (Statistical methods for the interpretation of meteorological data), Leningrad: Gidrometeoizdat, 1976, 360 p. (in Russian).
3. Zakharyan Yu. G., Komarov A. A., Prospects for geostatistics application for analyzing plant state on the basis of remote sensing data, *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2019, Vol. 16, No. 3, pp. 140–148 (in Russian), DOI: 10.21046/2070-7401-2019-16-3-140-148.
4. Kanevsky M. F., Demyanov V. V., Savelyeva E. A., Chernov M. Yu., *Osnovnye ponyatiya i elementy geostatistiki. Problemy okruzhayushchei sredy i prirodnikh resursov* (Basic concepts and elements of geostatistics. Environmental and natural resource problems), Moscow, VINITI, 1999, Issue 11, 136 p. (in Russian).
5. Komarov A. A., Zakharyan Yu. G., Kirsanov A. D., Analysis of the spatial distribution of yield to substantiate the differentiation of agrotechnology, *Izvestiya Sankt-Peterburgskogo agrarnogo universiteta*, 2017, No. 47, pp. 48–57 (in Russian).
6. Loupian E. A., Denisov P. V., Sereda I. I., Troshko K. A., Plotnikov D. E., Tolpin V. A., Analysis of winter crops development in the southern regions of Russia in spring 2020 based on remote monitoring, *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2020, Vol. 17, No. 2, pp. 285–291 (in Russian), DOI: 10.21046/2070-7401-2020-17-2-285-291.
7. Matheron G., *Traité de géostatistique appliquée*, Tome 1, 333 p., Paris: Technic, 1962; Tome 2, 171 p., Paris: Technic, 1963.
8. Yakushev V. V., *Tochnoe zemledelie: teoriya i praktika* (Precision agriculture: theory and practice), Saint Petersburg: Agrophysical Research Institute, 2016, 364 p. (in Russian).
9. Yakushev V. P., Bure V. M., Mitrofanova O. A., Mitrofanov E. P., Petrushin A. F., Blokhina S. Yu., Yakushev V. V., Within-field variability estimation based on variogram analysis of satellite data for precision agriculture, *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2020, Vol. 17, No. 2, pp. 114–122 (in Russian), DOI: 10.21046/2070-7401-2020-17-2-114-122.
10. *Geostatistical applications for precision agriculture*, Oliver M. A. (ed.), Springer Science and Business Media, 2010, 331 p.
11. Isaaks E. H., Srivastava R. M., *Applied Geostatistics*, Oxford University Press, 1989, 589 p.
12. Journel A. G., Huijbregts Ch. J., *Mining Geostatistics*, New York: Academic Press, 1978, 600 p.
13. Uskov A. O., Zakharian J. G., Expedient spatial differentiation of technologies of precise agriculture according to productivity factors, *JIAAC 2009*, Book of abstr., Netherlands, Wageningen Academic Publishers, 2009, p. 113.