

УДК 631.4

**ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИХ
МЕТОДОВ ДЛЯ ХАРАКТЕРИСТИКИ ВАРИАбельНОСТИ
АГРОХИМИЧЕСКИХ СВОЙСТВ**

(на примере изучения пахотных угодий Северного Казахстана)

*К.Г. Гиниятуллин¹, С.С. Рязанов², Б.Р. Григорьян², И.В. Шакирзянов³,
Р.В. Шакирзянов¹, Е.С. Ваганова¹, А.Г. Галиуллина¹*

¹Казанский (Приволжский) федеральный университет, г. Казань, 420008, Россия

²Институт проблем экологии и недропользования

Академии наук Республики Татарстан, г. Казань, 420087, Россия

³АО «Атамекен Агро», г. Кокшетау, 020000, Республика Казахстан

Аннотация

Изучены агрохимические свойства (содержание гумуса, доступных форм азота, фосфора и калия, а также рН и удельную электропроводность водной вытяжки) двух массивов пашни площадью 1468 и 1378 га, расположенных в Петропавловской области Северного Казахстана. Проведенные исследования показывают, что эти массивы пашни по средним величинам и показателям вариабельности агрохимических свойств могут оцениваться как однотипные. Однако анализ экспериментальных вариограмм свидетельствует о том, что поля отличаются друг от друга по характеру пространственной изменчивости агрохимических свойств. Показано, что для построения интерполированных картограмм обеспеченности полей необходим дифференцированный выбор методов интерполирования данных, соответствующих результатам аппроксимации вариограмм.

Ключевые слова: пахотные почвы Северного Казахстана, агрохимические свойства, пространственная вариабельность, геостатистический анализ

Введение

Единая стратегия экономического развития стран таможенного союза ориентирована на импортозамещение продовольственных товаров и рациональное использование природных ресурсов, в том числе плодородных сельскохозяйственных угодий. Выполнение данной стратегии требует перехода сельскохозяйственного производства на современные передовые наукоемкие технологии. Однако изменения в экономике постсоветского пространства последних десятилетий привели к ряду негативных изменений в сельском хозяйстве, в том числе и в агрохимическом обслуживании полей. Отказ от государственного финансирования работ по комплексному агрохимическому окультуриванию полей, в ряде случаев и от регулярного агрохимического обследования сельскохозяйственных угодий, а как следствие, несистемное внесение минеральных удобрений не могли не повлиять на агрохимическое состояние пахотных угодий, в том числе на пространственную вариабельность содержания элементов питания.

Традиционные подходы к агрохимическому обслуживанию пахотных угодий ориентированы на внесение расчетных доз минеральных удобрений на поля севооборотов или рабочие участки полей севооборотов в целом, по результатам оценки содержания доступных элементов питания на отдельных элементарных участках. Содержание доступных элементов питания на каждом элементарном участке характеризуется анализом одного смешанного образца, составленного из регламентированного количества индивидуальных точечных проб [1–3]. Размеры элементарных участков отбора для территорий с однородным рельефом и почвенным покровом получаются при этом примерно соизмеримыми с размерами самих полей. Согласно регламентирующему отбор проб стандарту [3] максимальный размер элементарного участка для Северного Казахстана должен составлять 100 га при среднем размере полей 200–400 га. При проведении агрохимического обследования в соответствии с действующими стандартами вариabельность агрохимических свойств полей на малых расстояниях практически не учитывается.

Современные технологии точного (точечного, прецизионного) земледелия построены прежде всего на оценке пространственно-временной неоднородности сельскохозяйственных угодий, а стратегия их применения ориентирована на адаптацию системы хозяйствования к пространственной неоднородности конкретных полей [4, 5] Очевидно, что продуктивная реализация данных подходов требует глубокого изучения пространственной неоднородности сельскохозяйственных угодий и разработки методов ее количественного описания. Результатом исследований должны быть цифровые картограммы, построенные на основе пространственной интерполяции результатов локального опробования на всю обследуемую территорию, которые в конечном итоге могут использоваться как основа для внедрения технологий точного земледелия в практику.

Цель настоящей работы – изучение пространственной вариabельности агрохимических показателей пахотных угодий Северного Казахстана на примере детального изучения земель ТОО «Мичурино» с использованием ГИС-технологий и методов геостатистического пространственного анализа данных.

1. Объекты и методы

Объектами изучения являются пахотные угодья ТОО «Мичурино», входящего в АО «Атамекен Агро», которые расположены в Тимирязевском районе Петропавловской области (Северный Казахстан). Для оценки пространственной вариabельности использовали результаты обследования двух сплошных массивов пашни, расположенных на достаточно большом удалении друг от друга (около 20 км) и включающих по несколько сопряженных полей севооборотов. Массив № 1 (1468 га) расположен в северо-западной части хозяйства, включает три поля севооборота: № 28 (428 га), № 27-1 (429 га), № 26 (611 га). Массив № 2 (1378 га) расположен в юго-восточной части хозяйства, включает четыре поля (№ 7 (366 га), № 9 (277 га), № 10 (331 га), № 11 (407 га)). Географическая привязка плана землепользования хозяйства с нанесенными на него элементами внутрихозяйственного землеустройства была проведена в программе MapInfo Professional 10.0 в системе координат Pulkovo 1942/Gauss-Kruger. На картографическую основу наносили сетку элементарных участков средним размером

около 20 га с точной привязкой узлов в системе координат. Пробоотбор проводился с помощью GPS-навигации с точной пространственной локализацией каждой из 30 точек отбора индивидуальных проб, использованных для приготовления смешанного образца. Отбор проб проводили с помощью тростевого бура. Общее количество смешанных образцов составило 72 шт. для первого массива и 73 шт. для второго. В образцах определяли содержание органического вещества по методу Тюрина в модификации ЦИНАО ($C_{орг}$) [6], содержание щелочногидролизуемого азота по Корнфилду ($N_{щ}$) [7], содержание подвижных соединений фосфора ($P_{2O_{5M}}$) и калия (K_2O_M) – по методу Мачигина в модификации ЦИНАО [8] Определение pH (pH_v) и удельной электрической проводимости (EC_v) проводили в водной вытяжке, полученной при соотношении почва : вода, равном 1 : 5 [9].

Для статистической обработки использовали результаты после оценки наличия и выбраковки выбросов. Расчеты и статистическую обработку проводили в программе STATISTICA 8.0. Геоэстатистический анализ проводили с помощью пакета GSTAT для статистической среды R в соответствии с рекомендациями Е. Пибесмы [10].

2. Результаты и их обсуждение

В табл. 1 представлена статистическая характеристика агрохимических свойств исследованных пахотных массивов. Оценка агрохимических показателей по критерию Колмогорова – Смирнова показывает, что имеются отклонения от нормального распределения для показателя удельной электропроводности и содержания фосфора для обоих массивов, а также для содержания азота для массива № 1. Исследованные массивы характеризуются примерно одинаковыми средними значениями агрохимических свойств (средние значения используются для агрохимической характеристики полей независимо от характера распределения вероятностей [1]) и значениями медиан. Массивы имеют примерно одинаковые показатели вариабельности. По результатам агрохимического обследования изученные массивы пашни характеризуются средней обеспеченностью гумусом при достаточно слабом варьировании данного показателя. По значению pH водной вытяжки массивы пашни относятся к слабо- и среднещелочным, также с очень слабым варьированием pH. По данным [11], предельное содержание солей в незасоленных почвах должно обеспечивать величину удельной электропроводности водной вытяжки, полученной при соотношении почвы к воде 1 : 5, менее 0.6 мСм/см. Максимальное значение удельной электропроводности для обследованных почв составляет 0.2 мСм/см, поэтому ни один из отобранных смешанных образцов не может оцениваться как засоленный. По обеспеченности щелочногидролизуемым азотом массивы оцениваются как низко и очень низко обеспеченные со средней вариабельностью. По содержанию доступного фосфора обеспеченность элементарных участков изученных массивов меняется от средней до очень высокой (6–8-й класс по дополнительной градации обеспеченности [1]). По содержанию обменного калия обеспеченность пашни данным элементом питания изменяется от низкой до высокой. Вариабельность по содержанию подвижных соединений фосфора может быть оценена как высокая, калия – как средняя.

Табл. 1

Статистические характеристики агрохимических свойств пахотных массивов

Статистические показатели	Агрохимические показатели													
	С _{орг.} , %		N _{шт.} , мг/100 г		P ₂ O ₅ , мг/100 г		K ₂ O _{шт.} , мг/100 г		pH _{вз.} ед.		ЕС _{вз.} , мСм/см			
	Массив		Массив		Массив		Массив		Массив		Массив			
	№ 1	№ 2	№ 1	№ 2	№ 1	№ 2	№ 1	№ 2	№ 1	№ 2	№ 1	№ 2		
Объем выборки	72	73	72	73	72	73	72	73	72	73	72	73		
Среднее	4.7	4.9	8.7	8.4	14.0	9.8	46.6	46.7	8.1	7.9	0.1	0.1		
Минимальное значение	3.7	4.1	5.6	5.0	5.7	3.7	18.8	25.4	7.7	7.6	0.1	0.1		
Максимальное значение	5.9	5.8	10.6	11.2	26.7	24.0	60.4	58.6	8.4	8.3	0.2	0.2		
Размах варьирования	2.3	1.7	5.0	6.2	20.9	20.3	41.6	33.2	0.7	0.7	0.2	0.1		
Коэффициент вариации, %	10.3	8.2	14.9	14.2	37.5	38.3	14.9	13.1	1.6	1.6	29.8	21.0		
Нижний квартиль	4.3	4.6	7.8	7.6	10.9	7.4	43.7	42.7	7.9	7.9	0.1	0.1		
Медиана	4.6	4.9	8.9	8.4	12.7	9.1	46.8	47.4	8.1	7.9	0.1	0.1		
Верхний квартиль	5.0	5.2	9.5	9.0	18.1	11.7	51.2	51.9	8.2	8.0	0.2	0.1		
Критерий Колмогорова – Смирнова d(p)	0.09 (0.16)	0.06 (0.62)	0.14 (0.00)	0.10 (0.05)	0.13 (0.00)	0.10 (0.04)	0.10 (0.07)	0.08 (0.27)	0.06 (0.69)	0.06 (0.80)	0.15 (<0.00)	0.15 (<0.00)		

*Примечание: полужирным шрифтом выделены результаты оценки, не отклоняющие вероятность нормального распределения.

По данным полевого и агрохимического изучения оба массива почв можно отнести к среднегумусным южным незасоленным карбонатным черноземам с достаточно однородными химическими, физико-химическими свойствами, но с достаточно высоким варьированием содержания доступных элементов питания.

Разделение пространственного варьирования почвенных свойств на закономерную составляющую, обладающую определенной пространственной структурой, и случайную в российском почвоведении было предложено впервые Ф.И. Козловским [12]. По мнению Ф.И. Козловского [13], существует два принципиально различных подхода к учету пространственного варьирования параметров: 1) пространственное варьирование рассматривается как случайная величина [14] и 2) пространственное варьирование рассматривается как реализация случайного поля [15, 16]. При использовании второго подхода расстояние между точками опробования (h) может оцениваться как независимая переменная, которая может определять значение случайной функции, характеризующей изменение почвенного свойства. В этом случае появляется возможность математически строго вычленив и количественно оценить элементы упорядоченного (закономерного) и неупорядоченного (случайного) варьирования каждого почвенного свойства. Ф.И. Козловский предлагал для оценки закономерностей пространственной вариабельности почвенных свойств использовать анализ автокорреляционных функций [17].

В настоящее время в почвенных исследованиях для характеристики пространственного варьирования широко используется более универсальный метод – вариограммный анализ [18–23]. Вариограмма (семивариограмма) представляет собой функцию, описывающую корреляционную связь между двумя случайными величинами $Z(x)$ и $Z(x+h)$, разделенными в пространстве вектором h , которая может быть представлена графически [24]. Выделяют изотропные вариограммы, когда величина $\gamma(h)$ зависит от $h=|h|$, но не зависит от направления, и анизотропные, когда $\gamma(h)$ зависит как от h , так и от направления [18].

Форма кривой вариограммы, как и оптимальная для сглаживания эмпирических значений вариограммы функция, является информативным показателем, характеризующим закономерности пространственного варьирования признака [12]. Если значение вариограммы колеблется на одном уровне, можно сделать вывод об отсутствии пространственной корреляции (вариант чистого «наггет-эффекта», или «эффекта самородков»). Транзитивная вариограмма характеризуется постепенно увеличивающейся дисперсией, выходящей на плато, и аппроксимируется экспоненциальной или сферической моделью. Транзитивный характер вариограммы свидетельствует о наличии регулярной пространственной изменчивости, проявляющейся на расстояниях, не выходящих за пределы минимального и максимального шагов опробования (лаги). При наличии пространственного тренда в данных экспериментальная вариограмма возрастает очень быстро (как $|h|^2$ или быстрее), проявляя сильную изменчивость с направлением [24].

Для транзитивных вариограмм расстояние, при котором функция $\gamma(h)$ достигает постоянного значения (порога – $C + C_0$), называется радиусом корреляции (рангом R). Когда расстояние между точками (h) стремится к нулю, значение $\gamma(h)$ приближается к некоторому значению, называемому «наггет-эффект» (C_0). Для оценки пространственной зависимости используют отношение данного

параметра к порогу, то есть $C_0/(C + C_0)$. Значения $C_0/(C + C_0) \leq 25\%$ свидетельствуют о наличии сильной пространственной зависимости, значения от 25% до 75% – о средней зависимости, значения больше 75% – о слабой пространственной зависимости [25].

При всей информативности метода вариографии для его корректного применения необходимо выполнение определенных условий. Надежная оценка вариограммы требует, чтобы она была построена по данным обследования как минимум 100 пространственно отобранных образцов [26] или 50–100 при использовании для вычисления параметров базовых моделей метода ограниченного максимального правдоподобия [27]. Для построения вариограмм также желательно использовать результаты анализов, имеющие точечную пространственную локализацию и равномерно и рандомизованно покрывающие всю обследуемую территорию. Такой подход исключает смещение и субъективность оценок.

В научных исследованиях последнее условие может выполняться при рандомизованном распределении точек отбора образцов по обследуемой территории [20, 21, 28, 29]. Для рандомизованного размещения точек отбора почвенных образцов используют таблицу или генератор случайных чисел. Применение данного метода требует для равномерного покрытия всей обследуемой территории отбора достаточно большого количества образцов, поэтому часто отдают предпочтение другим методам пробоотбора. В некоторых работах [4, 18, 29–31] отбор точечных проб проводится по систематической решетке или маршрутному ходу (трансектам). Систематический отбор почвенных образцов в узлах регулярной сетки обеспечивает равномерное покрытие исследуемой территории даже при относительно небольшом объеме выборки почвенных образцов. Необходимо учитывать, что при применении данного метода величина минимального расстояния между точками отбора проб имеет фиксированное значение, задаваемое размером ячеек сетки, а при отсутствии в выборке близкорасположенных точек невозможно выявить истинные источники наггет-эффекта [24]. В работах [4, 18, 32], использовали блочный (стратифицированный) подход к отбору смешанных образцов. Наиболее удачным в геостатистике считается стратифицированный случайный блочный отбор [32]. Равномерность охвата исследуемого пространства при применении данного метода достигается разбиением поля на блоки (страты) равной площади и выбором в каждом блоке одной или нескольких точек пробоотбора случайным образом [32–34]. При таком отборе почвенных проб расстояния между точками опробования формируются в значительной степени случайно. Аналогичного эффекта можно добиться при отборе точечных почвенных образцов по трансектам, если точки опробования на маршрутах задаются на случайных расстояниях [33].

Известны работы, в которых для геостатистического анализа пространственной неоднородности почвенного покрова используют методы пробоотбора, ориентированные на составление смешанных образцов из определенного количества точечных [4]. Замена отбора индивидуальных образцов на отбор смешанных образцов позволяет получить необходимую надежность оценки почвенного свойства при меньшем объеме выборки [14]. Для геостатистического анализа смешанные образцы могут составляться из индивидуальных проб, отбираемых по кругу, диаметр которого значительно меньше сторон выделенных стратов.

Центр круга отбора индивидуальных образцов может размещаться в центральной части блока или случайным образом. Случайное размещение центральных точек циклического пробоотбора, при составлении смешанных образцов имеет определенные преимущества, так как вносит элемент случайности в пространственное опробование.

При всей продуктивности вышеназванных методов пробоотбора, при геостатистическом анализе результатов производственного агрохимического обследования полей приходится учитывать, что технологии пробоотбора строго регламентируются действующими стандартами [3, 35]. Стандарты предполагают отбор смешанных образцов с элементарных площадок опробования с установленным максимальным размером по диагональному и продольному маршрутному ходу. В работе [4] делается анализ различных подходов, ориентированных на маршрутный отбор смешанных и индивидуальных образцов. При геостатистическом анализе результатов, полученных при отборе смешанных образцов по элементарным участкам, значения привязываются к центру элементарного участка агрохимического обследования. В этом случае значение, привязанное к центральной точке, характеризует весь элементарный участок в целом. Необходимо также учитывать, что при применении данного метода пробоотбора, как и в случае отбора индивидуальных образцов по регулярной систематической решетке, величина минимального расстояния между точками отбора не будет случайной величиной, а будет определяться размерами элементарных участков.

Наличие пространственной анизотропии проверялось с помощью карт вариограмм и построения направленных вариограмм. Направления вариограмм задавались по ориентации сетки отбора смешанных образцов и перпендикуляра к ним: 337.5° и 67.5° для массива № 1 и 0° и 270° для массива № 2 с допустимым отклонением $\pm 20^\circ$. Было показано отсутствие зависимости пространственного варьирования от направления построения вариограмм, поэтому для пространственного анализа обоих массивов ограничились оценкой вариограмм изотропных. При отсутствии чистого наггет-эффекта экспериментальные вариограммы аппроксимировались с использованием сферической модели. Параметры моделей вариограмм приведены в табл. 2.

Оценка вариограмм (рис. 1), построенных по значениям агрохимических свойств, характеризующим элементарные участки отбора смешанных образцов (блоков), в целом показывает, что пахотные массивы имеют явные пространственные различия. Пространственная вариабельность содержания гумуса на пахотных массивах имеет выраженную регулярную составляющую, однако для массива № 1 автокорреляция проявляется при радиусе $R \approx 2.8$ км, а для массива № 2 – при $R \approx 1.2$ км (рис. 1, а). Для массива № 1 наблюдается примерно совпадающая по величине ранга ($R \approx 1.1$ км) пространственная зависимость по значениям рН водной вытяжки и по содержанию легкорастворимых солей (определяемой по величине $ЕС_v$), что может быть связано с близким залеганием слабоминерализованных слабощелочных грунтовых вод (рис. 1, д, е). Для массива № 2, наоборот, наблюдается совпадение рангов вариограмм, построенных по содержанию обменного калия и рН, а содержание легкорастворимых солей соответствует варианту чистого наггета. По пространственному распределению

Табл. 2

Результаты оценки модельных вариограмм

Показатель	Переменные		Модель	SSEлт	C ₀	C ₁	C ₀ + C ₁	Range	C ₀ / (C ₀ + C ₁) · 100%	Пространственная зависимость
	Массив	№								
C _{орг}	№ 1	№ 1	Sph	1.42E-07	0.13	0.11	0.24	2819	54.0	средняя
	№ 2	№ 2	Sph	1.25E-08	0.13	0.05	0.18	1230	74.0	средняя
N _{ит}	№ 1	№ 1	Sph	6.08E-06	0.87	0.82	1.69	970	51.7	средняя
	№ 2	№ 2	Sph	1.66E-05	1.46	0.04	1.50	1628	97.5	слабая
P ₂ O ₅ м	№ 1	№ 1	Nug	–	29.00	0.00	29.00	–	100.0	нет
	№ 2	№ 2	Sph	8.33E-05	10.97	3.89	14.86	1853	73.8	средняя
K ₂ O _м	№ 1	№ 1	Lin	0.01998271	43.563	0.0042	43.57	–	100.0	нет
	№ 2	№ 2	Sph	0.00535874	19.79	27.77	47.56	3219	41.6	средняя
pH _в	№ 1	№ 1	Sph	1.16E-09	0.01	0.01	0.02	1056	42.5	средняя
	№ 2	№ 2	Sph	1.87E-09	0.01	0.01	0.02	3991	47.0	средняя
ЕС _в	№ 1	№ 1	Sph	7.79E-13	0.001	0.001	0.002	1168	64.1	средняя
	№ 2	№ 2	Nug	–	0.001	0.000	0.001	–	100.0	нет

*Примечание: Sph – сферическая модель, Nug – модель чистого наггета, Lin – линейная модель.

доступных элементов питания изучаемые массивы также отличаются. Для массива № 1 пространственная автокорреляция содержания доступного азота и калия описывается вариограммами, близкими к чистому наггет-эффекту, что свидетельствует о случайном характере пространственной вариации данных показателей (по крайней мере, на расстояниях больше величины минимального лага). Для массива № 2 очень слабая пространственная зависимость характеризует только содержание доступного азота, тогда как содержание доступного фосфора и калия имеет регулярные составляющие, проявляющиеся при разных радиусах корреляции (1.8 и 3.2 км соответственно). Из анализа вариограмм можно сделать вывод, что при построении интерполированных картограмм обеспеченности полей содержанием отдельных элементов питания необходим дифференцированный выбор методов интерполирования данных, соответствующих результатам аппроксимации.

Для получения интерполированных карт использовали два различных подхода. Для получения интерполированных картограмм обеспеченности почв массива № 2 доступными формами соединений фосфора и калия, а также обеспеченности почв массива № 1 щелочногидролизующим азотом, пространственная вариабельность которых описывается транзитивными вариограммами, применяли метод ординарного кригинга. В случаях, когда вариограммы показали отсутствие пространственной структуры (чистый наггет-эффект или близкое к нему), использовался метод радиальной базисной функции (Radial Basis Function – RBF). RBF – это семейство детерминированных точных интерполяторов, подгоняющих интерполированную поверхность при уменьшении общей кривизны поверхности [36]. В этой работе использовалась TPS (Thin Plate Spline) функция. Сглаживающий параметр вычислялся минимизацией функции перекрестной проверки [37].

На рис. 2. показаны интерполированные картограммы обеспеченности массивов пашни доступными элементами питания. Для количественной оценки результатов интерполяции рассчитывали площади контуров с одинаковым уровнем обеспеченности элементами питания и их удельный вес в общей площади массивов пашни (табл. 3).

Результаты геостатистического анализа пространственного варьирования агрохимических свойств необходимы для определения стратегии их агрохимического обслуживания. Для принятия решений о целесообразности перехода на новые (в том числе точные) системы земледелия большое значение имеет информация о площади и локализации в пространстве участков с повышенными или, наоборот, с низкими значениями агрохимических свойств. Если размеры пятен с сильно отличающимися агрохимическими свойствами не превышают или сравнимы с зоной действия сельскохозяйственных агрегатов, используемых для направленного внесения удобрений, то применение дифференцированных систем земледелия считается неоправданным [20, 38]. Ширина захвата распределителя минеральных удобрений определяет элементарный участок дифференцированного внесения удобрения карты-задания, который составляет в среднем квадрат размером 18 м × 18 м. В нашем случае этот чисто технический подход вряд ли продуктивен, поскольку размеры элементарных участков обследования несопоставимо больше зоны действия агрегатов. Дальнейшая детализация

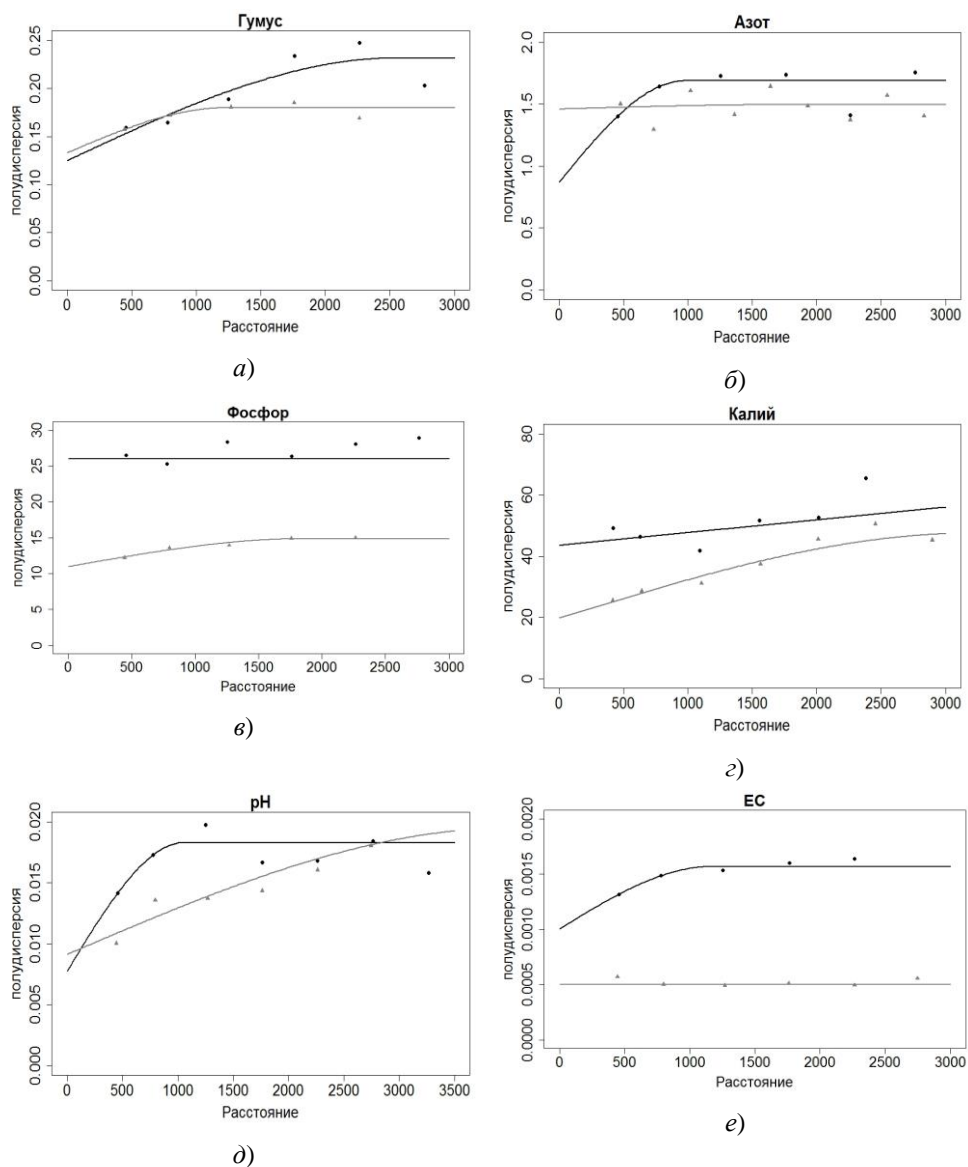


Рис. 1. Экспериментальные вариограммы почвенных свойств и подогаанные модели. Точками обозначены экспериментальные вариограммы массива 1, пунктирной линией – ее модель; треугольниками – экспериментальные вариограммы массива 2, линией – подогаанная модель

пробоотбора всей территории хозяйства сильно увеличит затраты на проведение агрохимического обследования. Необходимо проведение более детальных исследований пространственной вариабельности агрохимических свойств, но на отдельных специально отобранных эталонных полях. В этом случае необходимо изменить и стратегию пробоотбора, он должен быть адаптирован под геостатистический анализ данных.

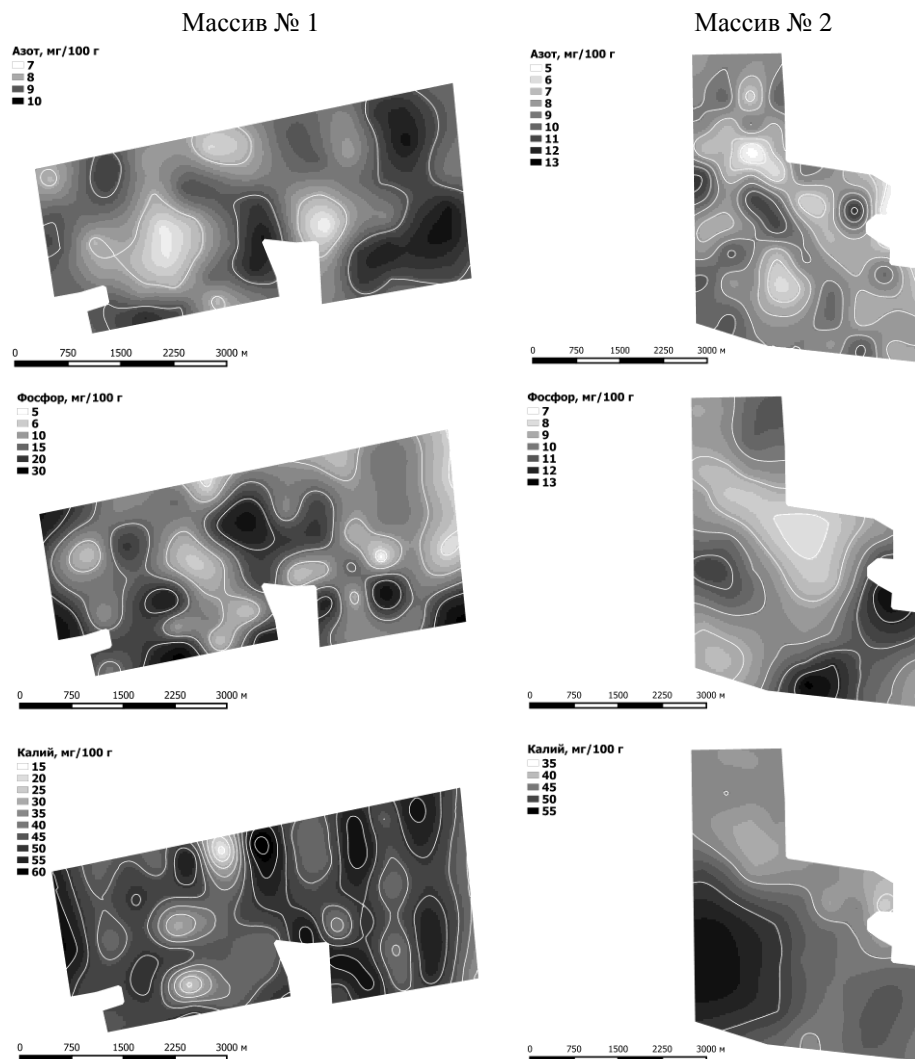


Рис. 2. Интерполированные картограммы обеспеченности массивов пашни доступными соединениями азота, фосфора и калия

Проведенные исследования позволяют сделать предварительные, но важные выводы. Оба обследованных массива пашни характеризуются очень низкой обеспеченностью щелочногидролизуемым азотом. Для массива № 1 площадь пашни с очень низким (< 10 мг/100 г почвы) содержанием данного элемента питания составляет 100%. Для массива № 2 очень низкая обеспеченность характерна для 58.7% пашни, низкая – для 41.3%. При применении интенсивных технологий возделывания сельскохозяйственных культур для получения стабильно высоких урожаев потребуется применение очень высоких доз минеральных азотных удобрений. Экономически и экологически обоснованное применение высоких доз азотных удобрений требует, в свою очередь, сбалансированной обеспеченности сельскохозяйственных культур доступным фосфором и калием. Если по доступному фосфору обеспеченность полей может

Табл. 3

Площади контуров с одинаковым уровнем обеспеченности элементами питания и их удельный вес в общей площади массивов пашни (по данным количественной оценки интерполированных картограмм)

Показатель	Диапазон содержания, мг/100 г	Массив № 1		Массив № 2	
		Площадь, га	Вес в общей площади, %	Площадь, га	Вес в общей площади, %
Щелочно-гидролизуемый азот	5–6	0	0	19.2	1.4
	6–7	0	0	89.7	6.5
	7–8	193.6	12.7	341.3	24.8
	8–9	911.0	59.9	567.9	41.2
	9–10	415.3	27.3	286.9	20.8
	10–11	0.0	0.0	67.5	4.9
	11–12	0.0	0.0	5.6	0.4
Подвижный фосфор	5–6	13.9	0.9	0.0	0.0
	6–10	273.6	18.0	809.1	58.7
	10–15	694.8	45.7	568.9	41.3
	15–20	383.0	25.2	0	0.0
	20–30	154.6	10.2	0	0.0
Подвижный калий	15–20	1.0	0.1	0	0.0
	20–25	6.4	0.4	0	0.0
	25–30	13.8	0.9	0	0.0
	30–35	31.7	2.1	0	0.0
	35–40	78.8	5.2	7.0	0.5
	40–45	403.4	26.5	468.3	34.0
	45–50	586.9	38.6	610.7	44.3
	50–55	313.0	20.6	292.0	21.2
	55–60	85.0	5.6	0	0.0

характеризоваться как очень хорошая, площадь пашни с содержанием фосфора (> 6 мг/100 г) для массива № 1 составляет 99.1%, для массива № 2 – 98.6%, то по обеспеченности доступным калием поля значительно более дифференцированы. На массиве № 1 площадь доля почв со средней обеспеченностью доступным калием (20–30 мг/100 г) составляет 1.3%, с повышенной (30–40 мг/100 г) – 6.3%, с высокой (40–60 мг/100 г) – 91.3% (в том числе с содержанием калия от 50 до 60 мг/100 г – 26.1%). В массиве № 2 площадь почв с повышенной обеспеченностью калием составляет – 0,5 %, высокой – 99,5% (в том числе с содержанием калия от 50 до 60 мг/100 – 21,2%). Как видим, по содержанию калия массивы пашни достаточно сильно дифференцированы. Для оценки перспектив применения технологий точечного земледелия на исследованных массивах пашни необходимо проведение дополнительных исследований, прежде всего в аспекте обеспечения получения экологически безопасной сельскохозяйственной продукции и рационального экономически обоснованного применения минеральных удобрений.

Заключение

Проведенные исследования показывают, что исследованные массивы пашни по средним величинам и показателям вариабельности агрохимических свойств

могут оцениваться как однотипные. Однако по сочетанию случайных и регулярных составляющих, выявляемых геостатистическим анализом, они сильно отличаются друг от друга, и для построения интерполированных картограмм обеспеченности полей необходим дифференцированный выбор методов интерполирования данных, соответствующих результатам аппроксимации модельных вариограмм. Результаты агрохимического обследования полей позволяют сделать вывод, что при применении интенсивных технологий возделывания сельскохозяйственных культур для получения стабильно высоких урожаев требуется применение высоких доз азотных удобрений. Следовательно, для решения вопроса о целесообразности применения технологий точного земледелия необходим пространственный анализ вариабельности агрохимических показателей, прежде всего в аспекте обеспечения получения экологически безопасной продукции, а также рационального применения минеральных удобрений.

Благодарности. Работа выполнена при финансировании по российско-казахстанскому проекту НИР «Оценка вариабельности основных агрохимических свойств пахотных угодий ТОО «Мичуринский»».

Литература

1. Методические указания по проведению комплексного агрохимического обследования почв сельскохозяйственных угодий. – М.: Центр научн.-техн. информ., пропаганды и рекламы, 1994. – 96 с.
2. Методические указания по проведению комплексного мониторинга плодородия почв земель сельскохозяйственного назначения / Под ред. Л.М. Державина, Д.С. Булгакова. – М.: ФГНУ «Росинформагротех», 2003. – 240 с.
3. ГОСТ 28168-89. Почвы. Отбор проб. – М.: Стандартинформ, 2008. – 6 с.
4. *Gebbers R., de Bruin S.* Application of geostatistical simulation in precision // *Geostatistical Applications for Precision Agriculture* / Ed. by M.A. Oliver. – Springer Science+Business Media B.V., 2010. – P. 269–304.
5. *Якушев В.В.* Информационно-технологические основы прецизионного производства растениеводческой продукции: Автореф. дис. ... д-ра с.-х. наук. – СПб., 2013. – 50 с.
6. ГОСТ 26213-91. Почвы. Методы определения органического вещества. – М.: Изд-во стандартов, 1992. – 9 с.
7. Методические указания по определению щелочногидролизуемого азота в почве по методу Корнфилда. – М.: МСХ СССР, 1985. – 9 с.
8. ГОСТ 26205-91. Почвы. Определение подвижных соединений фосфора и калия по методу Мачигина в модификации ЦИНАО. – М.: Изд-во стандартов, 1992. – 9 с.
9. ГОСТ 26423-85. Почвы. Методы определения удельной электрической проводимости, рН и плотного остатка водной вытяжки. – М.: Изд-во стандартов, 1985. – 7 с.
10. *Pebesma E.* Multivariable geostatistics in S: the gstat package // *Comput. Geosci.* – 2004. – V. 30, No 7. – P. 683–691. – doi: 10.1016/j.cageo.2004.03.012.
11. *Зимовец Б.А.* Экология и мелиорация почв сухостепной зоны. – М.: ГосНИТИ, 1991. – 249 с.
12. *Васенев И.И., Мешалкина Ю.Л., Грачев Д.А.* Геоинформационные системы в почвоведении и экологии. – М.: Изд-во РГАУ – МСХА, 2010. – 212 с.

13. *Козловский Ф.И.* Теория и методы изучения почвенного покрова. – М.: ГЕОС, 2003. – 536 с.
14. *Дмитриев Е.А.* Математическая статистика в почвоведении. – М.: Изд-во Моск. ун-та, 1972. – 292 с.
15. *Матерон Ж.* Основы прикладной геостатистики. – М.: Мир, 1968. – 408 с.
16. *Дмитриев Е.А.* Закономерности пространственной неоднородности состава и свойств почв: Автореф. дис. ... д-ра биол. наук. – М., 1985. – 51 с.
17. *Козловский Ф.И.* Почвенный индивидуум и методы его определения // Закономерности пространственного варьирования свойств почв и информационно-статистические методы их изучения. – М.: Наука, 1970. – С. 42–59.
18. *Иванникова Л.А., Мироненко Е.В.* Теория регионализированных переменных при исследовании пространственной вариабельности показателей агрохимических свойств почвы // Почвоведение. – 1988. – № 5. – С. 113–120.
19. *Webster R., Oliver M.A.* Spatial dependence in statistical methods in soil and land resource survey. – Oxford: Oxford Univ. Press, 1990. – 307 p.
20. *Самсонова В.П., Мешалкина Ю.Л., Дмитриев Е.А.* Структуры пространственной вариабельности агрохимических свойств пахотной дерново-подзолистой почвы // Почвоведение. – 1999. – № 11. – С. 1359–1366.
21. *Самсонова В.П.* Пространственная изменчивость почвенных свойств: На примере дерново-подзолистых почв. – М.: Изд-во ЛКИ, 2008. – 156 с.
22. *Кузякова И.Ф., Романенков В.А., Кузяков Я.В.* Применение метода геостатистики при обработке результатов почвенных и агрохимических исследований // Почвоведение. – 2001. – № 11. – С. 1365–1376.
23. Геостатистика и география почв / Отв. ред. П.В. Красильников. – М.: Наука, 2007. – 175 с.
24. *Савельев А.А., Мухарамова С.С., Пилюгин А.Г., Чижикова Н.А.* Геостатистический анализ данных в экологии и природопользовании (с применением пакета R). – Казань: Казан. ун-т, 2012. – 120 с.
25. *Cambardella C.A., Moorman T.B., Novak J.M., Parkin T.B., Karlen D.L., Turco R.F., Konopka A.E.* Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils // Soil Sci. Soc. Am. J. – 1994. – V. 58, No 5. – P. 1501–1511.
26. *Webster R., Oliver M.A.* Sample adequately to estimate variograms of soil properties // J. Soil Sci. – 1992. – V. 43, No 1. – P. 177–192. – doi: 10.1111/j.1365-2389.1992.tb00128.x.
27. *Kerry R., Oliver V.A., Frogbrook Z.L.* Sampling in Precision Agriculture // Geostatistical Applications for Precision Agriculture / Ed. by M.A. Oliver. – Springer Science+Business Media B.V., 2010. – P. 35–64.
28. *Goovaerts P., Kerry R.* Using Ancillary Data to Improve Prediction of Soil and Crop Attributes in Precision Agriculture // Geostatistical Applications for Precision Agriculture / Ed. by M.A. Oliver. – Springer Science+Business Media B.V., 2010. – P. 167–194.
29. *Brus D.J., Heuvelink G.B.M.* Optimization of sample patterns for universal kriging of environmental variables // Geoderma. – 2007. – V. 138, No 1–2. – P. 86–95. – doi: 10.1016/j.geoderma.2006.10.016.
30. *Laslett G.M., McBratney A.B., Pahl P.J., Hutchinson M.F.* Comparison of several spatial prediction methods for soil pH // J. Soil Sci. – 1987. – V. 38, No 2. – P. 325–341. – doi: 10.1111/j.1365-2389.1987.tb02148.x.
31. *Goovaerts P.* Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties // Biol. Fertil. Soils. – 1998. – V. 27, No 4. – P. 315–334. – doi: 10.1007/s003740050439.

32. *Brus D.J., Spätjens L.E.E.M., de Gruijter J.J.* A sampling scheme for estimating the mean extractable phosphorus concentration of fields for environmental regulation // *Geoderma*. – 1999. – V. 89, No 1–2. – P. 129–148. – doi: 10.1016/S0016-7061(98)00123-2.
33. *Brus D.J., de Gruijter J.J.* Random sampling or geostatistical modelling? Choosing between design-based and model-based sampling strategies for soil (with discussion) // *Geoderma*. – 1997. – V. 80, No 1–2. – P. 1–44. – doi: 10.1016/S0016-7061(97)00072-4.
34. *Walvoort D.J.J., Brus D.J., de Gruijter J.J.* An R package for spatial coverage sampling and random sampling from compact geographical strata by *k*-means // *Comput. Geosci.* – 2010. – V. 36, No 10. – P. 1261–1267. – doi: 10.1016/j.cageo.2010.04.005.
35. Verordnung über die Anwendung von Düngemitteln, Bodenhilfsstoffen, Kultursubstraten und Pflanzenhilfsmitteln nach den Grundsätzen der guten fachlichen Praxis beim Düngen (Düngeverordnung – DüV) // *Bundesgesetzblatt*. – 2007. – T. I, Nr. 7. – S. 221.
36. *Johnston K., Ver Hoef J.M., Krivoruchko K., Lucas N.* Using ArcGIS™ Geostatistical Analyst. – Redlands, CA: ESRI Press, 2001. – 306 p.
37. *Li J., Heap A.* A review of spatial interpolation methods for environmental scientists. Record 2008/023. – Canberra: Geoscience Australia, 2008. – 154 p.
38. *Van Meirvenne M.* Is the soil variability within the small fields of Flanders structured enough to allow precision agriculture? // *Precision Agriculture*. – 2003. – V. 4, No 2. – P. 193–201. – doi: 10.1023/A:1024561406780.

Поступила в редакцию
10.02.16

Гиниятуллин Камиль Гашикович, кандидат биологических наук, доцент кафедры почвоведения

Казанский (Приволжский) федеральный университет
ул. Кремлевская, д. 18, г. Казань, 420008, Россия
E-mail: giniyatullin@mail.ru

Рязанов Станислав Сергеевич, аспирант кафедры почвоведения

Казанский (Приволжский) федеральный университет
ул. Кремлевская, д. 18, г. Казань, 420008, Россия
E-mail: erydit@yandex.ru

Григорьян Борис Рубенович, кандидат биологических наук, доцент, заведующий лабораторией экологии почв

Институт проблем экологии и недропользования Академии наук Республики Татарстан
ул. Даурская, д. 28, г. Казань, 420087, Россия
E-mail: bobgrig2@yandex.ru

Шакирзянов Ильнар Васильевич, экономист-менеджер в области сельскохозяйственного производства

АО «Атамекен Агро»
г. Кокшетау, 020000, Республика Казахстан
E-mail: ilnar-vakipov@mail.ru

Шакирзянов Рамиль Васильевич, магистр кафедры прикладной экологии

Казанский (Приволжский) федеральный университет
ул. Кремлевская, д. 18, г. Казань, 420008, Россия
E-mail: r-shakirzyanov@mail.ru

Ваганова Екатерина Сергеевна, магистр кафедры прикладной экологии

Казанский (Приволжский) федеральный университет
ул. Кремлевская, д. 18, г. Казань, 420008, Россия
E-mail: kitkaty_1992@mail.ru

Галиуллина Азиля Габдулгазизовна, магистр кафедры прикладной экологии

Казанский (Приволжский) федеральный университет

ул. Кремлевская, д. 18, г. Казань, 420008, Россия

E-mail: azilya555@mail.ru

ISSN 1815-6169 (Print)

ISSN 2500-218X (Online)

UCHENYE ZAPISKI KAZANSKOGO UNIVERSITETA. SERIYA ESTESTVENNYE NAUKI
(Proceedings of Kazan University. Natural Sciences Series)

2016, vol. 158, no. 2, pp. 259–276

Using Geostatistical Methods for Characterization of Variations in the Agrochemical Properties (Based on the Study of Arable Lands in Northern Kazakhstan)

K.G. Giniyatullin^{a}, S.S. Ryazanov^a, B.R. Grigor'yan^b, I.V. Shakirzyanov^c,
R.V. Shakirzyanov^a, E.S. Vaganova^a, A.G. Galiullina^a*

^a*Kazan Federal University, Kazan, 420008 Russia*

^b*Institute for Problems of Ecology and Mineral Wealth Use, Tatarstan Academy of Sciences,
Kazan, 420087 Russia*

^c*АО "Atameken Agro", Kokshetau, 020000 Republic of Kazakhstan*

E-mail: [*giniyatullin@mail.ru](mailto:giniyatullin@mail.ru)

Received February 10, 2016

Abstract

The agrochemical properties (humus content; available forms of nitrogen, phosphorus, and potassium; pH; and specific electrical conductivity of water extract) of two tracts (1468 and 1378 ha) of the arable land from Petropavlovsk region of Northern Kazakhstan have been studied. The research shows that these tracts can be considered as belonging to the same type according to the average values and variability of their agrochemical properties. However, the analysis of experimental variograms indicates that the fields are significantly different from each other by spatial variability of the agrochemical properties. It has been demonstrated that interpolated cartograms of availability of the chemical elements in the fields require differential selection of methods for data interpolation that correspond to the results of variogram approximation.

Keywords: arable soils of Northern Kazakhstan, agrochemical properties, spatial variability, geostatistical analysis

Acknowledgments. This study was performed as part of the Russian-Kazakh SR project "Estimating variability of the main agrochemical properties of arable lands in the TOO Michurinskii".

Figure captions

Fig. 1. Experimental variograms of the soil properties and adjusted models. Dots designate experimental variograms of tract no. 1, dashed line shows its model; triangles are experimental variograms of tract no. 2, line is adjusted model.

Fig. 2. Interpolated cartograms showing the availability of nitrogen, phosphorus, and potassium compounds in the tracts of the studied arable land.

References

1. Methodical Instructions on Agrochemical Inspection of Soils of Agricultural Lands. Moscow, Tsentr Nauchno-Tekh. Inf., Propagandy, Relamy, 1994. 96 p. (In Russian)
2. Methodical Instructions on Complex Monitoring of Soil Fertility of Agricultural Lands. Derzhavin L.M., Bulgakov D.S. (Eds.). Moscow, FGNU "Rosinformagrotech", 2003. 240 p. (In Russian)
3. State Standard 28168-89. Soils. Sampling. Moscow, Standartinform, 2008. 6 p. (In Russian)

4. Gebbers R, de Bruin S. Application of geostatistical simulation in precision. *Geostatistical Applications for Precision Agriculture*. Oliver M.A. (Ed.). Springer Science+Business Media B.V., 2010, pp. 269–304.
5. Yakushev V.V. Information-technological basis of precision crop production. *Extended Abstract of Doctoral Agric. Sci. Diss.* St. Petersburg, 2013. 50 p. (In Russian)
6. State Standard 26213-91. Soils. Methods for determination of organic matter. Moscow, Izd. Standartov, 1992. 9 p. (In Russian)
7. Methodical Instructions on Determination of Alkali-Hydrolyzed Nitrogen in Soil Using Cornfield's Method. Moscow, MSKh SSSR, 1985. 9 p. (In Russian)
8. State Standard 26205-91. Soils. Determination of mobile compounds of phosphorus and potassium by the Machigin method in the modification of the TIN. Moscow, Izd. Standartov, 1992. 9 p. (In Russian)
9. State Standard 26423-85 Soils. Methods for determination of specific electrical conductivity, pH, and solid residue of water extract. Moscow, Izd. Standartov, 1985. 7 p. (In Russian)
10. Pebesma E. Multivariable geostatistics in S: the gstat package. *Comput. Geosci.*, 2004, vol. 30, no. 7, pp. 683–691. doi: 10.1016/j.cageo.2004.03.012.
11. Zimovets B.A. Ecology and Reclamation of Soils in the Dry Steppe Zone. Moscow, GosNITI, 1991. 249 p. (In Russian)
12. Vasenev I.I., Meshalkina Yu.L., Grachev D.A. Geoinformation Systems in Soil Science and Ecology. Moscow, Izd. RGAU – MSKhA, 2010. 212 p. (In Russian)
13. Kozlovskii F.I. Theory and Methods of Studying the Soil Cover. Moscow, GEOS, 2003. 536 p. (In Russian)
14. Dmitriev E.A. Mathematical Statistics in Soil Science. Moscow, Izd. Mosk. Univ., 1972. 292 p. (In Russian)
15. Matheron J. Fundamentals of Applied Geostatistics. Moscow, Mir, 1968. 408 p. (In Russian)
16. Dmitriev E.A. Patterns of spatial heterogeneity of the composition and properties of soils. *Extended Abstract of Doctoral Biol. Sci. Diss.* Moscow, 1985. 51 p. (In Russian)
17. Kozlovskii F.I. Soil individual and methods for its identification. *Zakonomernosti prostranstvennogo var'irovaniya svoystv pochv i informatsionno-statisticheskie metody ikh izucheniya* [Patterns of Spatial Variation in the Soil Properties and Information-Statistical Methods of Their Investigation]. Moscow, Nauka, 1970. pp. 42–59. (In Russian)
18. Ivannikova L.A., Mironenko E.V. The theory of regionalized variables in the study of spatial variability of agrochemical properties of soils. *Pochvovedenie*, 1988, no. 5, pp. 113–120.
19. Webster R., Oliver M.A. Spatial Dependence in Statistical Methods in Soil and Land Resource Survey. Oxford, Oxford Univ. Press, 1990. 307 p.
20. Samsonova V.P., Meshalkina Yu.L., Dmitriev E.A. Spatial variability patterns of the main agrochemical properties of plowed soddy-podzolic soils. *Eurasian Soil Sci.*, 1999, vol. 32, no. 11, pp. 1214–1220.
21. Samsonova V.P. Spatial Variability of Soil Properties: The Example of Sod-Podzolic Soils. Moscow, Izd. LKI, 2008. 156 p. (In Russian)
22. Kuzyakova I.F., Romanenkov V.A., Kuzyakov Y.V. Application of geostatistics in processing the results of soil and agrochemical studies. *Pochvovedenie*, 2001, no. 11, pp. 1365–1376. (In Russian)
23. Geostatistics and Soil Geography. Krasil'nikov P.V. (Ed.). Moscow, Nauka, 2007. 175 p. (In Russian)
24. Savel'ev A.A. Mukharamova S.S., Pilyugin A.G., Chizhikova N.A. Geostatistical Data Analysis in Ecology and Environmental Management (Using the R Package). Kazan, Kazan. Univ., 2012. 120 p. (In Russian)
25. Cambardella C.A., Moorman T.B., Novak J.M., Parkin T.B., Karlen D.L., Turco R.F., Konopka A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 1994, vol. 58, no. 5, pp. 1501–1511.
26. Webster R., Oliver M.A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. *J. Soil Sci.*, 1992, vol. 43, no. 1, pp. 177–192. doi: 10.1111/j.1365-2389.1992.tb00128.x.

27. Kerry R., Oliver V.A., Frogbrook Z.L. Sampling in precision agriculture. *Geostatistical Applications for Precision Agriculture*. Oliver M.A. (Ed.). Springer Science+Business Media B.V., 2010, pp. 35–64.
28. Goovaerts P., Kerry R. Using ancillary data to improve prediction of soil and crop attributes in precision agriculture. *Geostatistical Applications for Precision Agriculture*. Oliver M.A. (Ed.). Springer Science+Business Media B.V., 2010, pp. 167–194.
29. Brus D.J., Heuvelink G.B.M. Optimization of sample patterns for universal kriging of environmental variables. *Geoderma*, 2007, vol. 138, nos. 1–2, pp. 86–95. doi: 10.1016/j.geoderma.2006.10.016.
30. Laslett G.M., McBratney A.B., Pahl P.J., Hutchinson, M.F. Comparison of several spatial prediction methods for soil pH. *J. Soil Sci.*, 1987, vol. 38, no. 2, pp. 325–341. doi: 10.1111/j.1365-2389.1987.tb02148.x.
31. Goovaerts P. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. *Biol. Fertil. Soils*, 1998, vol. 27, no. 4, pp. 315–334. doi: 10.1007/s003740050439.
32. Brus D.J., Spätjens L.E.E.M., de Gruijter J.J. A sampling scheme for estimating the mean extractable phosphorus concentration of fields for environmental regulation. *Geoderma*, 1999, vol. 89, nos. 1–2, pp. 129–148. doi: 10.1016/S0016-7061(98)00123-2.
33. Brus D.J., de Gruijter J.J. Random sampling or geostatistical modelling? Choosing between design-based and model-based sampling strategies for soil (with discussion). *Geoderma*, 1997, vol. 80, nos. 1–2, pp. 1–44. doi: 10.1016/S0016-7061(97)00072-4.
34. Walvoort D.J.J., Brus D.J., de Gruijter J.J. An R package for spatial coverage sampling and random sampling from compact geographical strata by *k*-means. *Comput. Geosci.*, 2010, vol. 36, no. 10, pp. 1261–1267. doi: 10.1016/j.cageo.2010.04.005.
35. Verordnung über die Anwendung von Düngemitteln, Bodenhilfsstoffen, Kultursubstraten und Pflanzenhilfsmitteln nach den Grundsätzen der guten fachlichen Praxis beim Düngen (Düngeverordnung – DüV). *Bundesgesetzblatt*, 2007, T. I, Nr. 7, S. 221. (In German)
36. Johnston K., Ver Hoef J.M., Krivoruchko K., Lucas N. Using ArcGIS™ Geostatistical Analyst. Redlands, CA, ESRI Press, 2001. 306 p.
37. Li J., Heap A. A Review of Spatial Interpolation Methods for Environmental Scientists. Record 2008/023. Canberra, Geoscience Australia, 2008. 154 p.
38. Van Meirvenne M. Is the soil variability within the small fields of Flanders structured enough to allow precision agriculture? *Precis. Agric.*, 2003, vol. 4, no. 2, pp. 193–201. doi: 10.1023/A:1024561406780.

Для цитирования: Гиниятуллин К.Г., Рязанов С.С., Григорьян Б.Р., Шакирзянов И.В., Шакирзянов Р.В., Ваганова Е.С., Галиуллина А.Г. Использование геостатистических методов для характеристики вариабельности агрохимических свойств (на примере изучения пахотных угодий Северного Казахстана) // Учен. зап. Казан. ун-та. Сер. Естеств. науки. – 2016. – Т. 158, кн. 2. – С. 259–276.

For citation: Giniyatullin K.G., Ryazanov S.S., Grigor'yan B.R., Shakirzyanov I.V., Shakirzyanov R.V., Vaganova E.S., Galiullina A.G. Using geostatistical methods for characterization of variations in the agrochemical properties (based on the study of arable lands in Northern Kazakhstan). *Uchenye Zapiski Kazanskogo Universiteta. Seriya Estestvennye Nauki*, 2016, vol. 158, no. 2, pp. 259–276. (In Russian)