

УДК: 631.415

DOI: 10.35595/2414-9179-2020-1-26-516-532

Н.В. Клебанович¹, А.Л. Киндеев²

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ARCGIS ДЛЯ СТОХАСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ СВОЙСТВ ПОЧВ

АННОТАЦИЯ

С использованием геостатистического моделирования Гаусса в программе ArcGIS ArcMap с применением инструментов Geostatistical Analyst проведено стохастическое моделирование и комплексная пространственная оценка изменчивости ряда почвенных свойств на ключевом участке.

По параметрам третьего (асимметричность) и четвёртого (эксцесс) порядков доказана нормальность распределения показателей кислотности, содержания подвижных соединений фосфора, влажности и удельной поверхности почв. По остроконечности распределения данных выявлена необходимость их преобразования по показателям содержания фосфора и удельной поверхности. По графикам типа «квартиль-квартиль» определены точки, выбивающиеся из общей выборки для исключения при дальнейшем анализе.

Анализ показал наличие глобальных трендов по кислотности и содержанию фосфора, описываемых полиномами 2-ого и 1-ого порядков, что говорит о наличии детерминированной составляющей в общей неоднородности свойств, которая была удалена при подборе математической модели (вариограммы) и автоматически была учтена при построении итоговых картограмм.

Большая доля от общей неоднородности приходится на случайную пространственно коррелируемую мезокомпоненту, которая описывается методами вариографии. При использовании разработанных моделей в технологиях точного земледелия можно учесть до 85 % неоднородности по влажности и до 100 % — по содержанию фосфора. Доказано наличие существенных различий между использованием классической геостатистики и моделированием Гаусса, которое позволяет провести сглаживание и исключить статистическую неоднородность.

Картограммы среднеквадратического отклонения могут являться репрезентативными средствами для разработки сетей мониторинга и определения необходимости точки дополнительного пробоотбора. По параметрам абсолютных значений показателя, местонахождения исходных опорных точек, величины лага и среднеквадратического отклонения получена итоговая сеть мониторинга из 100 точек.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: ГИС, геостатистика, варьирование, стохастическое моделирование

¹ Белорусский государственный университет, Факультет географии и геоинформатики, Ленинградская ул., 14, 220004, Минск, Беларусь; *e-mail*: N_Klebanovich@inbox.ru

² Белорусский государственный университет, Факультет географии и геоинформатики, Ленинградская ул., 14, 220004, Минск, Беларусь; *e-mail*: akindeev@tut.by

Nikolay V. Klebanovich¹, Arkady L. Kindeev²

USING ARCGIS SOFTWARE FOR STOCHASTIC SIMULATION OF SOIL PROPERTIES

ABSTRACT

Gaussian geostatistical modeling by the Geostatistical Analyst tools of ArcGIS ArcMap using, stochastic modeling and a comprehensive spatial assessment of the variability of a number of soil properties in a key area were performed.

According to the parameters of the third (asymmetry) and fourth (excess) orders, the normality of the distribution of acidity indicators, the content of mobile phosphorus compounds, moisture and specific surface of soils is proved. According to the sharpness of the distribution of data, the need for their conversion by indicators of phosphorus content and specific surface area is revealed. According to the quartile-quartile type charts, points are identified that are knocked out of the general sample for exclusion during further analysis. The analysis showed the presence of global trends in acidity and phosphorus content, described by polynomials of the 2nd and 1st orders, which indicates the presence of a determinate component in the general heterogeneity of properties, which was removed when selecting a mathematical model (semivariogram) and will be automatically taken into account when constructing the final cartograms.

A large proportion of the total heterogeneity falls on the random spatially correlated mesocomponent, which is described by variography methods. When using the developed models in precision farming technologies, it is possible to take into account up to 85 % of the heterogeneity in humidity and up to 100 % in the phosphorus content. The existence of significant differences between the use of classical geostatistics and Gauss modeling, which allows smoothing and eliminating statistical heterogeneity, is proved.

It is shown that standard deviation cartograms can be representative tools for developing monitoring networks and determining the need for an additional sampling point. Based on the parameters of the absolute values of the indicator, the location of the initial reference points, the lag value and standard deviation, a total monitoring network of 100 points was obtained.

KEYWORDS: GIS, geostatistics, variation, stochastic modeling

ВВЕДЕНИЕ

Одним из направлений использования геоинформационных систем является получение статистических пространственных показателей, позволяющих судить о достоверности установленных различий, пролонгировать действие установленных закономерностей на неисследованные территории. Наряду с пространственной интерполяцией одним из современных исследовательских направлений, относящимся в первую очередь к сфере геостатистики, является стохастическое моделирование. Актуальность развития стохастических методов обуславливается всё большим вниманием к характеристике неопределённости явления для принятия решений, оценке отклонений прогнозных значений от реальных, анализов рисков и разработки сетей мониторинга.

В среде ArcGIS основным методом стохастического моделирования является геостатистическое моделирование Гаусса (GGS), также называемое геостатистической имитацией. Подобный вид моделирования используется для моделирования непрерывных

¹ Byelorussian State University, Faculty of Geography and Geoinformatics, Leningradskaja str., 14, 220004, Minsk, Belarus; *e-mail*: N_Klebanovich@inbox.ru

² Byelorussian State University, Faculty of Geography and Geoinformatics, Leningradskaja str., 14, 220004, Minsk, Belarus; *e-mail*: akindeev@tut.by

переменных (значения загрязнения, физико-химических свойств почвы или геологических слоёв и т.д.) [Демьянов, Савельева, 2010].

Стохастическое моделирование основывается на интерполированных с помощью простого кригинга моделях и является своего рода логическим продолжением кригинг-процедур и геостатистического анализа в целом. Существенное отличие в том, что кригинг основан на локальном среднем данных и выдаёт сглаженные выходные данные; в свою очередь GGS создаёт картограммы, на которых сохраняется вариабельность исследуемых свойств, и которые дают лучшее представление об их локальной изменчивости.

Кроме того, геостатистическое моделирование Гаусса базируется не только на представлении процесса как случайного явления, но и подразумевает сохранение статистических параметров (среднее значение, дисперсия и значения вариограммы) в любой точке исследуемой территории. В связи с этим при геостатистической имитации наличие нормального статистического распределения в изучаемых данных является основополагающим фактором для репрезентативности дальнейшего исследования.

Принципиальным отличием GGS от интерполяционных моделей, которые генерируют только одно значение для каждого местоположения исследуемой области, является возможность создавать большое количество интерполированных поверхностей, которые будут обладать идентичными пространственными характеристиками образца данных. После объединения всех имитированных поверхностей можно получить распределение значения для каждого местоположения области исследования [Deutsch, Journel, 1998].

Наличие нескольких равновероятных оценок в одной точке позволяет определить неопределённость оценивания и построить вероятностные карты — оценки вероятности превышения заданного уровня значений или оценки, которые могут быть превышены действительными значениями с заданной вероятностью [Нехороших и др., 2000].

Стохастическое моделирование, как и геостатистика в целом, было впервые применено в геологии для создания альтернативного моделирования рудных тел, точно отражающего характер изменчивости и неопределённости массива, что недоступно в методах оценки, построенных на ограниченных данных опробования [Капутин и др., 1995]. Также подобные методы нашли своё развитие в гидрометеорологии, где были разработаны стохастические модели погоды, которые используются для оценки воздействия климата на параметры изменения стока и биогенной нагрузки для водных объектов [Кондратьев и др., 2011; Шмакова, 2013].

В почвоведении подобные методы появляются с началом XXI в. [Хорган, Янг, 2000], но активное развитие получили после 2010 г. в США, Европе, Австралии и т.д. В нашей статье основной целью является комплексная пространственная оценка изменчивости исследуемых свойств на опытном участке и демонстрация алгоритма стохастического моделирования в программе ArcGIS ArcMap с использованием инструментов Geostatistical Analyst, а также возможных вариантов его практического применения.

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Объектом исследований послужил опытнй участок, заложенный на пашне вблизи г. Минска площадью 25,2 га, с которого были отобраны 66 образцов по случайной сетке пробоотбора и получены данные о содержании влаги с помощью влагомера «МГ-44», кислотности (рН в KCl), фосфора и определена удельная поверхность (УП). Для определения агрохимических свойств почв использованы стандартные методы согласно ГОСТам. Удельная поверхность почвенных частиц определяется по кривой зависимости равновесной влажности почвы от давления паров воды — равновесной кривой сорбции при использовании солевого раствора Ca_2SO_4 .

На всей обследованной территории преобладают дерново-подзолистые почвы, исключением является небольшой массив (0,39 га) окультуренных торфяно-болотных почв в

центральной части участка. При обработке их результатов использовались геостатистические методы обработки данных. Для всех данных была получена первичная описательная статистика и построены графики «квартиль-квартиль» («К-К») для оценки нормальности распределения (табл. 1, рис. 1).

Табл. 1. Статистические параметры исследуемых свойств
Table 1. Statistical parameters of the investigated properties

Параметр	Влажность, %	Кислотность, pH в KCl	Содержание подвижного фосфора, мг/кг	Удельная поверхность почв, м ² /г
Среднее	27,2	6,37	66,6	76,2
Дисперсия выборки	9,8	0,36	587	101
Коэффициент вариации	11,5%	9,4% (143,5*)	36,4%	13,2%
Экссесс (Э)	0,65	-0,84	3,20	1,49
Асимметричность (А)	0,44	-0,24	1,17	0,41
Предельное значение Э	± 0,74			
Предельное значение А	± 0,44			
Медиана	26,7	6,46	65,2	75,4
Стандарт. откл.	3,1	0,60	24,2	10,0

* значения коэффициента вариации для концентрации ионов Н⁺

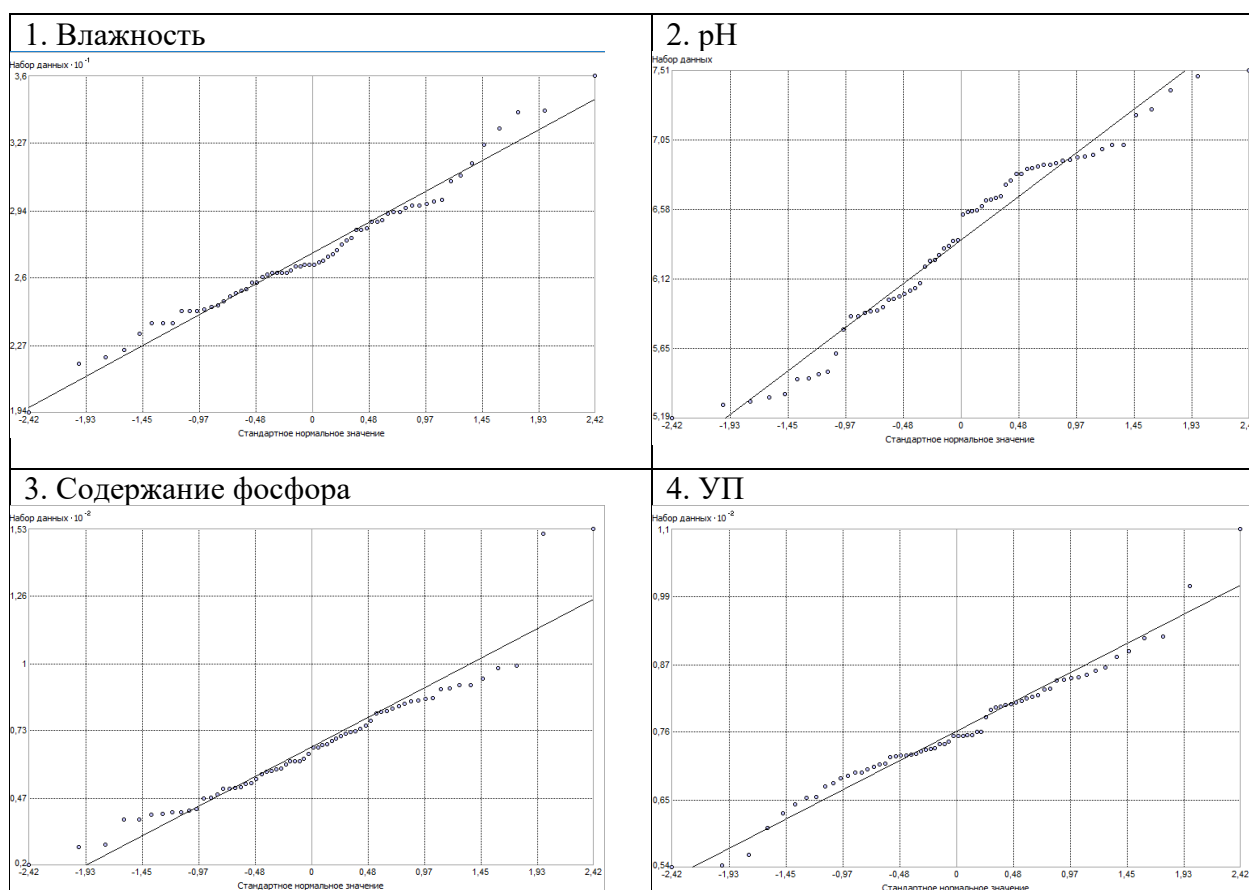


Рис. 1. Графики «квартиль-квартиль» исследуемых свойств почвенного покрова опытного участка
Fig. 1. Charts “quartile-quartile” of the investigated properties of the soil cover of the experimental plot

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Оценивая первичные статистические показатели, такие как среднее и медиана (в связи с отсутствием повторяющихся значений в рядах данных мода не определяется), можно констатировать максимальное различие между этими показателями у фосфора (1,44) и минимальное у кислотности (0,09). Влажность и удельная поверхность (УП) также характеризуется небольшим разбросом этих показателей (0,54), что предварительно говорит о нормальном или приближенном к нормальному распределению ряда данных кислотности и влажности.

Для чёткого определения нормальности распределения используются параметры 3-го (асимметричность) и 4-го (эксцесс) порядков. Если эти показатели не превышают своих предельных значений ($\pm 0,44$ и $\pm 0,74$ соответственно), то можно говорить о нормальном распределении данных. В нашем случае правосторонняя асимметричность имеется только для значений фосфора. Влажность, кислотность и УП удовлетворяют гипотезе стационарности по коэффициенту асимметрии. При оценке остроконечности распределения выделяется фосфор и УП по эксцессу, превышающему пороговые значения более чем в 3 и 2 р. соответственно, что говорит о необходимости преобразования данных. Значение эксцесса по кислотности лишь незначительно превышает пороговое, а по влажности соответствует нормальному распределению.

Одним из возможных способов наглядного представления о распределении данных могут служить графики «квартиль-квартиль» (рис. 1), представляющие собой прямую сплошную линию нормального распределения и совокупности точек, соответствующих квартилям эмпирических данных. Преимуществом этих графиков является определение точек, выбивающихся из общей выборки, которые, возможно, необходимо исключить при дальнейшем анализе.

Подобная ситуация наблюдается у двух точек с высокими значениями квартилей содержания фосфора, которые могут считаться «артефактами» и будут убраны из общей выборки, в связи с чем дальнейшее моделирование будет производиться по 64 точкам.

Для уменьшения ошибок моделирования и полного соответствия нормальному распределению были преобразованы значения содержания фосфора и УП. В ходе подбора вариограмм были выбраны J-Бесселя для влажности, гауссова — для кислотности и экспоненциальная для описания пространственной структуры содержания фосфора и УП (рис. 2).

Анализ глобальных трендов показал наличие таких у кислотности и фосфора, описываемых полиномами 2-ого и 1-ого порядков, что говорит о наличии детерминированной составляющей в общей неоднородности свойств, которая была удалена при подборе математической модели (вариограммы) и автоматически будет учтена при построении итоговых картограмм.

Также по показателю кислотности при помощи облака вариограммы была обнаружена внутренняя анизотропия, которая выражается в увеличении дисперсии от центра к восточной и западной сторонам участка, но остаётся неизменной в северном и южном направлениях, что также учитывается при моделировании. У остальных исследуемых свойств дисперсия равномерно распределяется от центра к периферии, тем самым подтверждая отсутствие внутренней анизотропии (рис. 2).

Сопоставляя полученные эмпирические и экспериментальные вариограммы, можно констатировать их полное соответствие у значений влажности и содержания фосфора. Незначительное снижение пространственной зависимости наблюдается у УП на расстояниях 180–230 м. Кислотность характеризуется наибольшей дисперсией среди других показателей — слабая автокорреляция заметна на малых диапазонах 30–75 м и полностью пропадает после 194 м (значение ранга), в свою очередь на средних расстояниях (75–180 м) прослеживается сильная пространственная зависимость.

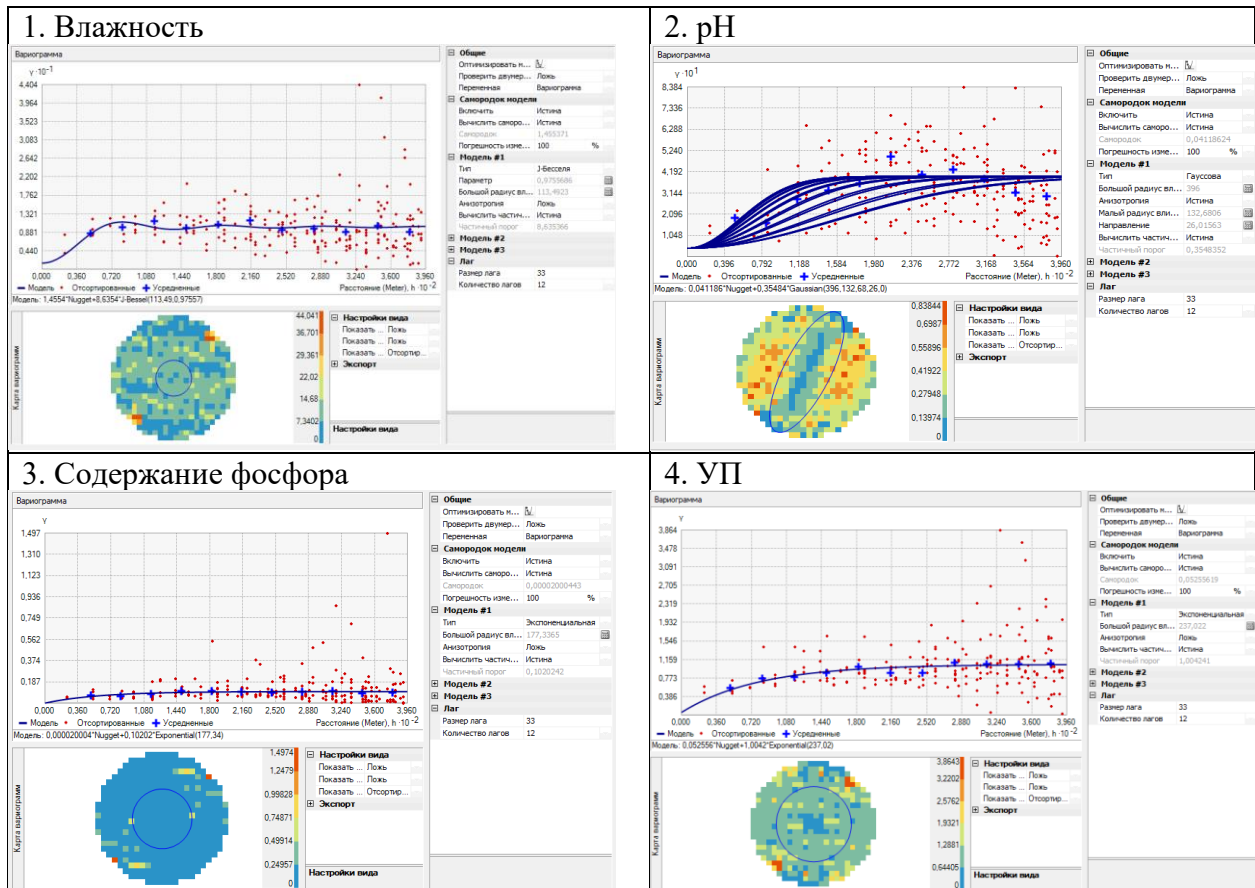


Рис. 2. Вариограммы исследуемых свойств почвенного покрова опытного участка
 Fig. 2. Variograms of the investigated properties of the soil cover of the experimental plot

Исходя из этого, можно сказать, что на данном участке у кислотности присутствует микрокомпонента в общей неоднородности. И при необходимости для её «вскрытия» и отражения на картограммах необходимо как минимум двукратное укрупнение сетки пробоотбора. В нашем исследовании пробы отбирались по случайной сетке; перед геостатистической обработкой данных было рассчитано средневзвешенное расстояние между контрольными точками (лаг), равняющееся 33 м. Значения самородка (*англ. nugget*) во всех случаях незначительно и лишь у влажности достигает 0,14; в свою очередь у содержания фосфора данный показатель равен 0, что говорит о полном отсутствии «шумов» (табл. 2).

Табл. 2. Параметры моделей вариограмм опытного участка
 Table 2. Parameters of models of semivariograms of the experimental plot

Показатель	Лег, м	Наггет, C_0	Порог, C_0+C	Ранг, м	Остаточная дисперсия $C_0/(C_0+C)$, %
Влажность	33	0,14	1,01	111	13,8
Кислотность		0,04	0,39	132	10,25
Фосфор		0	0,10	177	0
УП		0,05	1,05	237	4,7

Для типизации исследуемых свойств используется относительный показатель — остаточная дисперсия. Считается, что если она не превышает 25 %, то пространственную связь можно оценить как сильную, что и наблюдается у всех почвенных свойств.

При расчёте рентабельности от использования технологий точного земледелия на том или ином поле, остаточная дисперсия показывает процент случайной, технологически не компенсированной микрокомпоненты. А остальная доля от общей неоднородности приходится на случайную пространственно коррелируемую мезокомпоненту, которая описывается методами вариографии. Так, в случае с нашим участком можно говорить о том, что при использовании данных моделей точное земледелие будет способно учесть до 85 % неоднородности по влажности и до 100 % по содержанию фосфора.

Этот показатель также отражает, какая часть неоднородности была описана подобранной вариограммой, что напрямую влияет на результат картирования того или иного свойства. При высоких значениях остаточной дисперсии (выше 75 %), мы констатируем, что подобранная модель не может охарактеризовать распределение того или иного свойства, и итоговая картограмма будет лишь незначительно соответствовать реальной картине.

После вариограммного анализа можно с уверенностью сказать, что применение кригинга с использованием подобранных моделей полностью обосновано и картограммы опытного участка отражают действительное пространственное распределение исследуемых свойств (рис. 3).

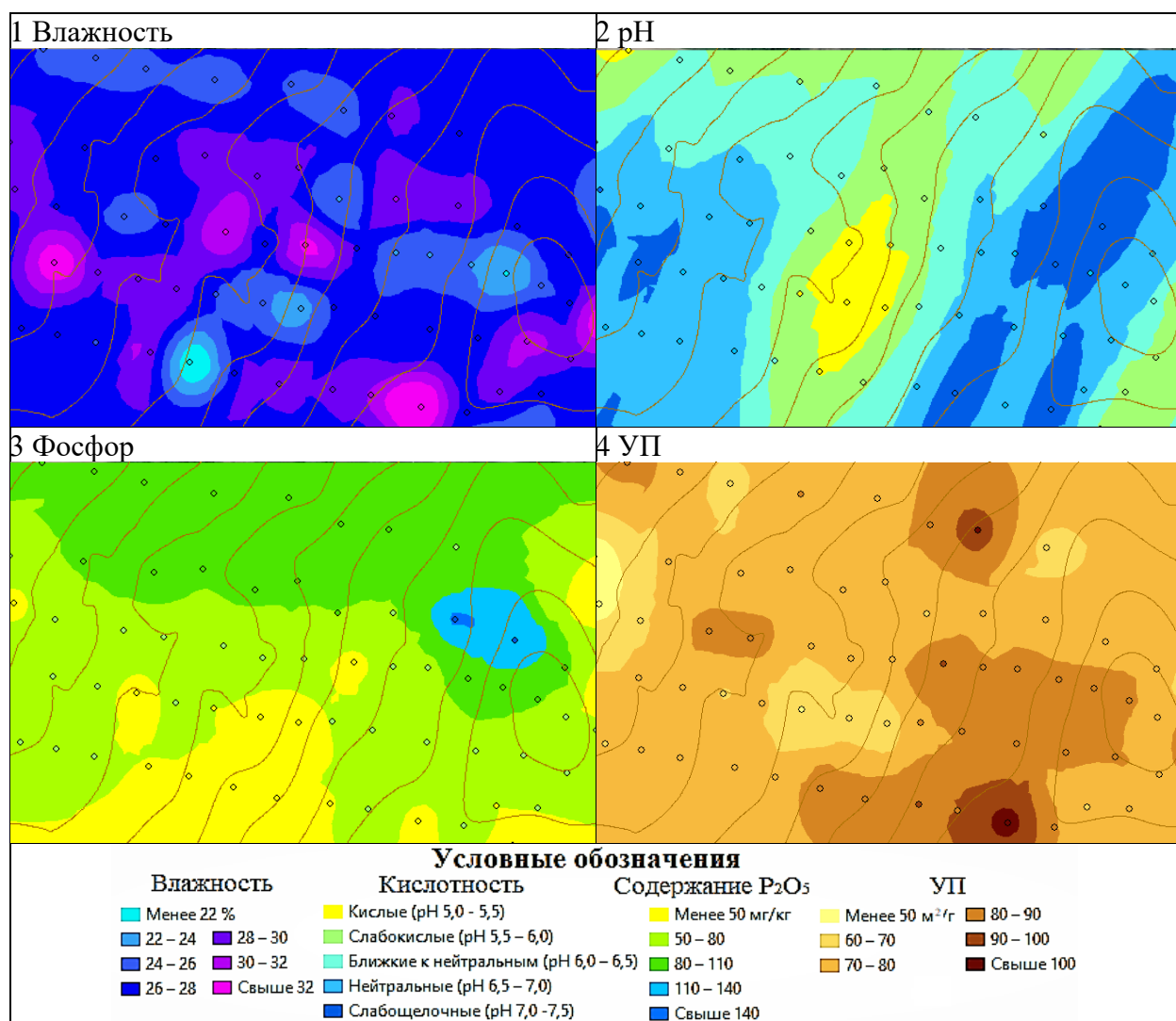


Рис. 3. Характеристики исследуемых свойств почвенного покрова опытного участка
 Fig. 3. Specification of the investigated properties of the soil cover of the experimental plot

На представленных картограммах амплитуда высот составляет 20 м: от 234 м на западе до 214 м в восточной части опытного участка с сечением горизонталей 2 м.

Распределение влажности не имеет чёткой направленности и носит скорее «гнездовой» характер со средними значениями от 24 до 28 % по всему участку и вкраплениями более сухих областей (менее 22 %), а также территорий с высокими значениями — от 32 % и выше. Можно также заметить волнообразность перехода от высоких значений к низким и наоборот на средних дистанциях, что вполне соответствует форме модели J-Бесселя.

Достаточно неоднородным является распределение кислотности и, хотя наблюдаемые группы рН в КС1 не относятся к сильноокислым, диапазон в 5 групп говорит о наличии значительных внутренних различий. В пространственном отношении чётко вырисовывается глобальный тренд — в центре участка территория с кислыми почвами, с постепенным уменьшением кислотности при продвижении на запад и восток. Выявленная внутренняя анизотропия определяет вытянутость контуров с юга на север.

Более однородной представляется картограмма содержания подвижных соединений фосфора, которую условно можно разделить на 3 зоны — с очень низким содержанием P_2O_5 (менее 50 мг/кг) в южной части участка, с низкими значениями (50–80 мг/кг) в центре и средними (80–110 мг/га) — на севере. Из общей тенденции выклинивается область повышенных значений (110–140 мг/кг) в восточной части участка; в связи с этим она не обоснована общим детерминированным процессом и не является «шумом», т.к. вариограммный анализ показал отсутствие нагетт-эффекта по фосфору. Это говорит о принадлежности этого варьирования к случайной мезокомпоненте общей неоднородности, и при использовании методов геостатистики может быть легко учтено при применении удобрений в дальнейшем.

Значения удельной поверхности (УП) на большей части территории колеблются в диапазоне от 70 до 80 м²/г. Области с низкими показателями (менее 50 м²/г) приурочены к восточной, возвышенной части территории, примыкающей к лесному массиву, а также к центральной части (50–60 м²/г). Ближе к юго-восточной части участка поверхность почвенных частиц возрастает и достигает 90–100 м²/г. Стоит отметить, что удельная поверхность зависит не только от содержания физической глины, но и от содержания органического вещества, минералогического состава почвы и др. В связи с этим для определения внутренних взаимосвязей и понимания процесса распределения УП необходим обширный анализ вышеперечисленных составляющих, что может являться темой дальнейших исследований.

В результате использования геостатистического моделирования Гаусса мы определяем количество необходимых реализаций для достоверности стохастических моделей. Одним из способов определения количества генерируемых реализаций является сравнение статистических величин для различного числа реализаций. Статистические величины проявляют тенденцию к постоянным величинам по мере увеличения количества реализаций. Считается, что для большинства процессов необходимо как минимум 100 реализаций. Для исследуемых свойств было сгенерировано 200 реализаций; другими словами — мы получили 200 равновесных, случайных, статистически обоснованных значений в каждой ячейке раstra.

Geostatistical Analyst предусматривает 2 способа моделирования: условная имитация учитывает значения данных. Смоделированные поверхности выглядят как карты проинтерполированных значений кригинга, но демонстрируют бóльшую пространственную вариабельность. Абсолютная имитация не учитывает значения данных, но реплицирует среднее, дисперсию и вариограмму данных (в среднем). Смоделированные поверхности имеют пространственную структуру, подобную структурам поверхностей на карте кригинга, но области высоких и низких значений не обязательно возникают там, где присутствуют высокие и низкие значения во входных данных.

Выбор нужного метода осуществляется экспертным сравнением полученных реализаций с исходными картограммами кригинга и обоснованием при помощи знаний о природе протекания изучаемых процессов. Так, при сравнении полученных имитаций явное преимущество имели те картограммы, которые были получены при учёте значений данных.

Полученные выходные растры были использованы для получения картограмм средних значений реализаций, среднеквадратических отклонений, что может быть использовано для разработки сетей мониторинга; также при помощи данного инструмента возможно получить картограммы рисков — превышения/понижения относительно пороговых значений (рис. 4–7).

Хорошим индикатором достоверности полученных имитаций может являться сравнение картограммы средних значений всех ячеек во всех реализациях со входной картограммой кригинга. В связи с тем, что кригинг генерирует одно среднее значение, то в теории данные картограммы должны практически полностью соответствовать друг другу, что можно наблюдать в нашем случае.

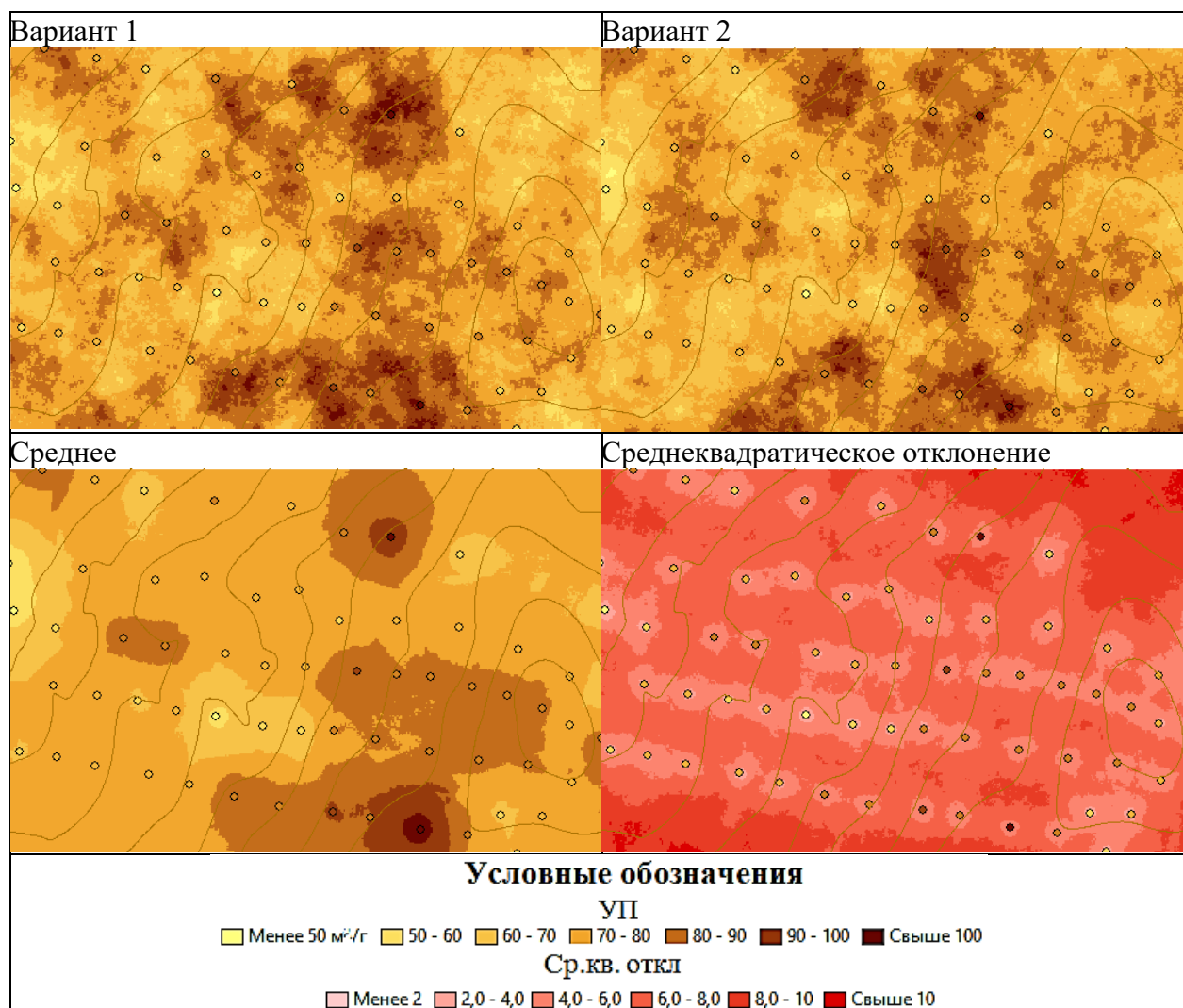


Рис. 4. Стохастическое моделирование удельной поверхности почвенного покрова участка

Fig. 4. Stochastic modeling of the specific surface area of the soil cover of the plot

Малой дисперсией измерений характеризуется распределение УП — на большей части поля отклонение составляет 4–6 м²/г, что говорит о достоверности имеющейся пространственной неоднородности данного показателя. Данные по величине удельной поверхности характеризуют прежде всего дисперсность почвы. Через значения УП можно типизировать участок по неоднородности гранулометрического состава — так, при значениях УП ниже 60 м²/г можно констатировать наличие супесчаных почв. При продвижении к восточной части участка становятся заметны контура со значениями УП, равными 80 м²/г, достигая в некоторых местах отметок 100 м²/г и выше, что говорит о наличии большого количества физической глины и переходе к суглинистым почвам. Исходя из полученных значений УП, мы можем интерпретировать картограммы влажности (рис. 5).

Согласно характерным физическим свойствам почвы различного гранулометрического состава [Шеин, 2005], для супесей оптимум содержания влаги колеблется от 10 до 18 % при среднем значении в 14 %, а для лёгких суглинков — от 18 до 26 % при среднем в 22 %. Проецируя эти значения на полученные картограммы, становится очевидным, что большая часть участка испытывает переувлажнение.

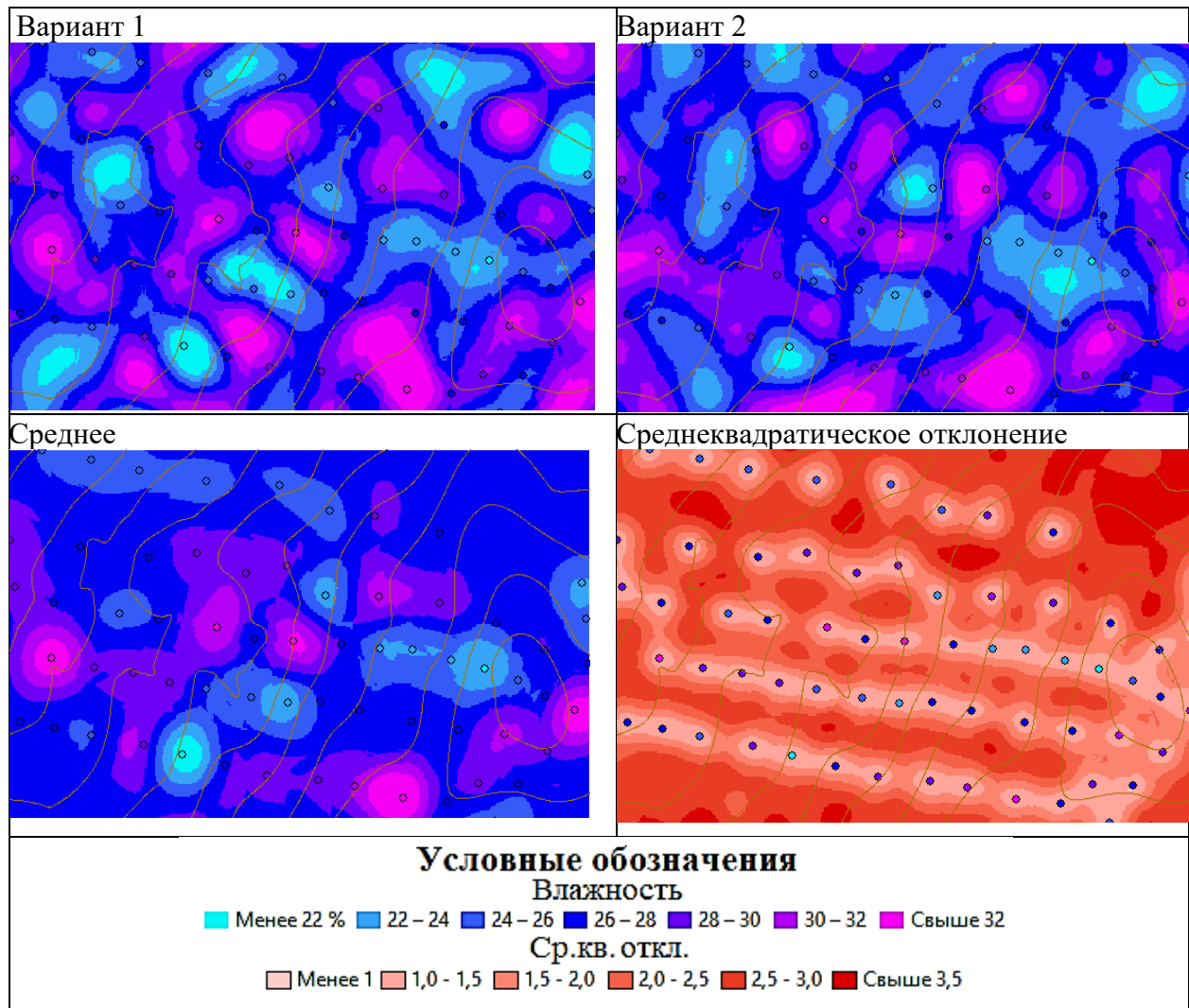


Рис. 5. Стохастическое моделирование влажности почвенного покрова участка
 Fig. 5. Stochastic modeling of soil moisture of the plot

Как видно на рисунке, картограммы геостатистического моделирования Гаусса сохраняют статистическую вариабельность влажности. Подтверждается гнездовая структура распределения. Высокая достоверность картограмм подтверждается низкими значениями среднеквадратического отклонения практически на всей исследуемой территории, кроме северо-восточной части участка, что говорит о варьировании в более чем 3,5 % от среднего. Это хорошо иллюстрируют 2 равновесных варианта реализаций, на которых в одном случае значения находятся ниже 22–24 %, а в другом превышают 32 %. Подобная картина может являться индикатором необходимости установления дополнительных точек пробоотбора.

Из всех исследуемых свойств наиболее наглядную разницу между использованием классической геостатистики и моделированием Гаусса отражают картограммы содержания фосфора (рис. 6). При применении простого кригинга нами была установлена достаточно однородная картина распределения, что также наблюдается на картограмме моделирования средних значений. Но при отсутствии сглаживания и сохранении статистической неоднородности можно наблюдать достаточно пёструю картину проинтерполированных значений.

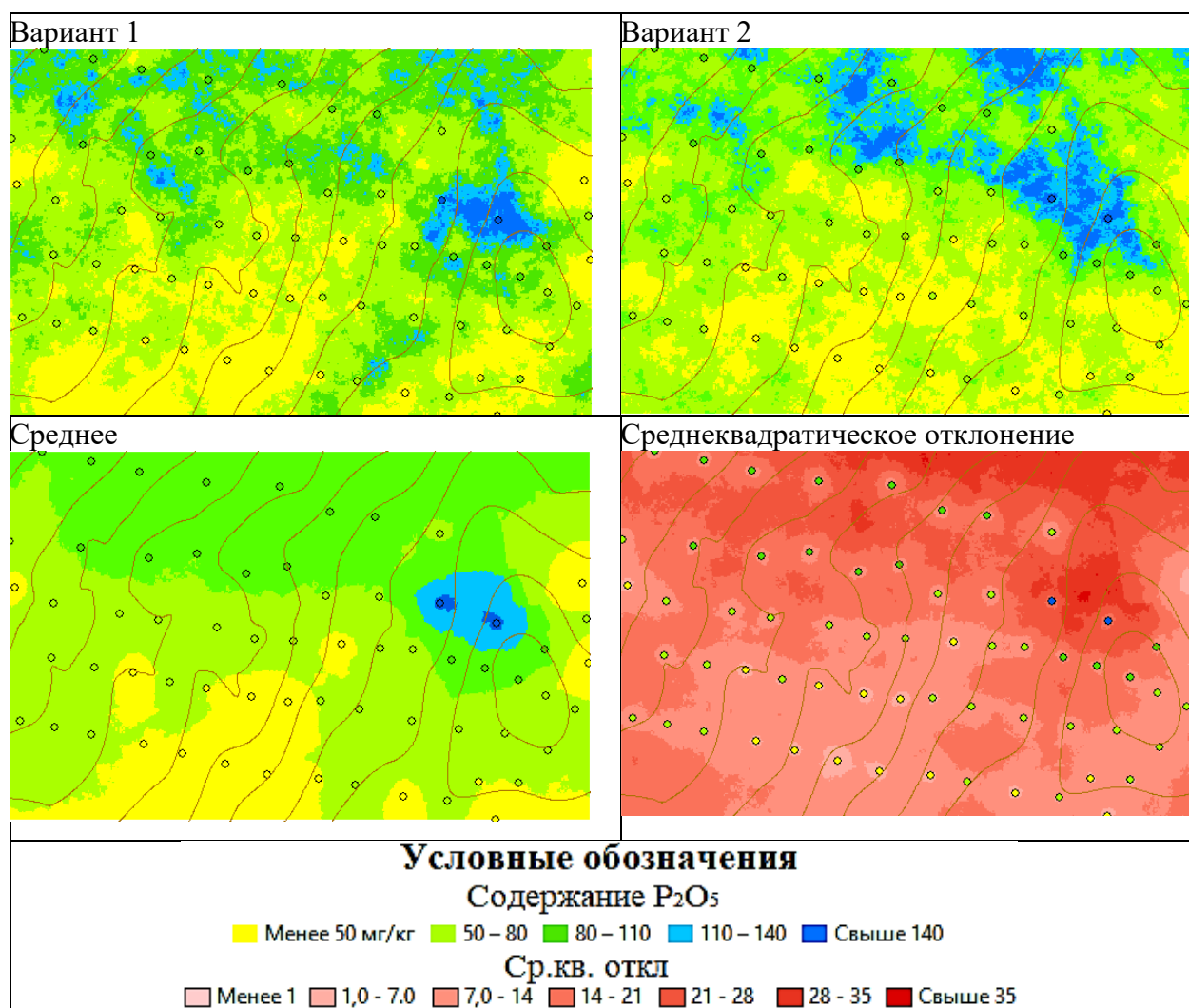


Рис. 6. Стохастическое моделирование содержания подвижного фосфора в почвах участка
Fig. 6. Stochastic modeling of the content of mobile phosphorus in the soils of the plot

Выделяется северная часть участка, где расхождения от средних величин составляет более 28 мг/кг. Исходя из этих картограмм, можно определить, как минимум, две зоны «управления» для содержания фосфора: южная половина участка, где поле относительно однородно, и исходное число наблюдений можно считать оптимальным для учёта неоднородности, и северная, где явно прослеживается увеличение внутренних процессов варьирования, и необходимо укрупнение сети пробоотбора.

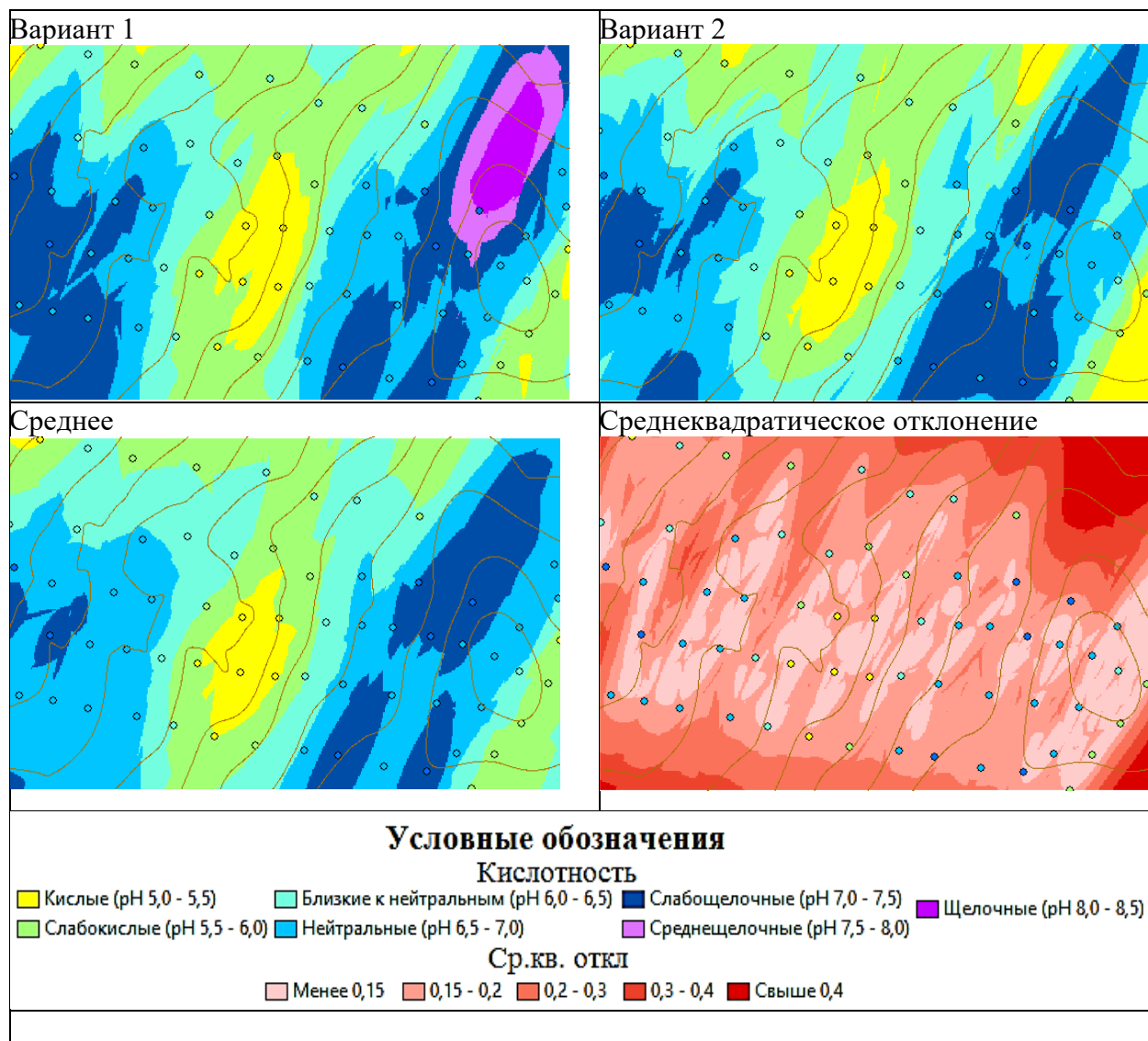


Рис. 7. Стохастическое моделирование кислотности почвенного покрова участка
 Fig. 7. Stochastic modeling of the soil acidity of the plot

Значительных расхождений между картограммами кислотности, кроме как в северо-восточной части участка, не обнаружено, что также подтверждается повышенными значениями среднеквадратического отклонения. На остальном участке данный показатель имеет достаточно малые значения, что объясняется слабой вариацией у значений pH в КСI. Таким образом, картограммы среднеквадратического отклонения могут являться репрезентативными средствами для разработки сетей мониторинга или определения «горячих» зон, где необходимо установить точки пробоотбора.

Анализ этого показателя у исследуемых почвенных характеристик показал, что исходная сетка пробоотбора позволяет описать распределение влажности, кислотности и УП, кроме небольшого участка в северо-западной части территории. Данная проблема может быть решена отбором 3–4 дополнительных образцов на данном участке без привлечения дополнительных инструментов. Другая же картина складывается по содержанию фосфора, где необходимо укрупнение сетки пробоотбора практически на 50 % участка.

Для этого предлагается создать пространственно сбалансированные точки, используя соответствующий инструмент в наборе ArcToolbox Geostatistical Analyst, на основе картограммы среднеквадратического отклонения значения содержания фосфора. Поскольку генерация новой сети мониторинга происходит только с учётом весов местоположений, которыми выступают значения среднеквадратического отклонения, в дальнейшем необходимо будет откорректировать полученную сеть с учётом установленных ранее точек и расстояния между ними, что позволяет сделать инструмент «Уплотнить сеть выборки» в том же ArcToolbox Geostatistical Analyst.

Для определения нового числа точек мы воспользуемся эмпирически выведенным значением на основе многолетних исследований в данной области [Han, 1996; Pocknee S., 1996; Mallarino, Wittry, 1997; Ferguson, 2002]. Исходя из этих работ, можно выделить оптимальную величину, к которой тяготеет большинство исследователей — 0,36 га (60 на 60 м) при отборе проб в центре ячейки или 4 образца на 1 га. При размере участка 25,2 га предлагается смоделировать сеть мониторинга, состоящую из 100 точек.

Для этого мы сгенерируем 200 точек (в 2 р. больше необходимого) при помощи первого инструмента с учётом среднеквадратического отклонения (рис. 8). Как видно из рисунка, на первой картограмме точки приурочены к местам высоких значений среднеквадратического отклонения, однако при этом совершенно не учитывается расстояние между ними. С практической точки зрения это является нерациональным, а со стороны геостатистической методики — может привести к появлению пространственных кластеров, которые будут нарушать гипотезу стационарности данных.

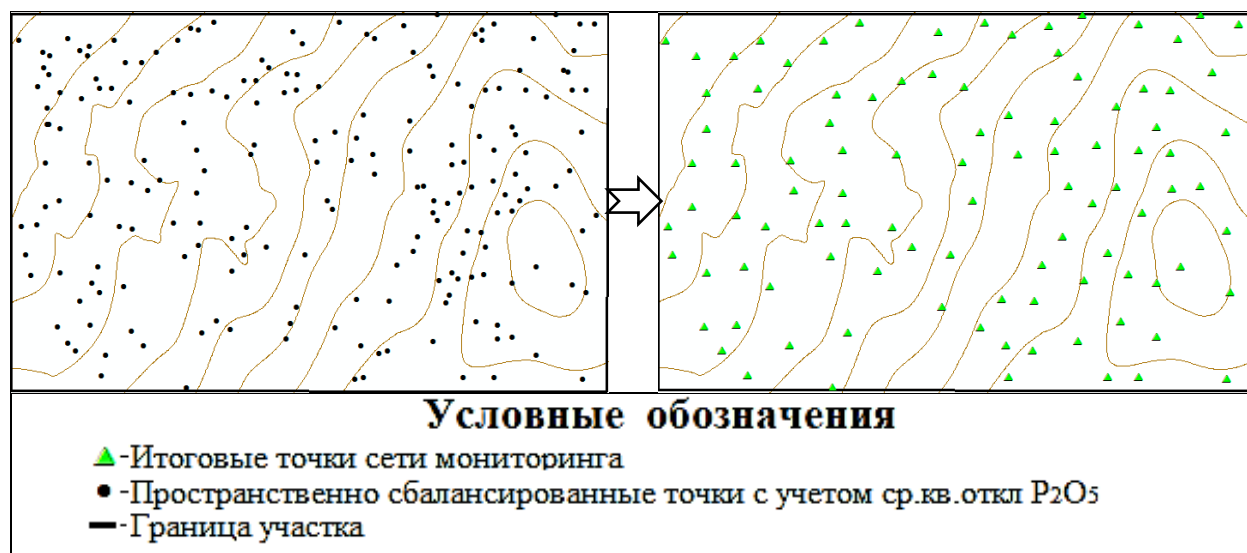


Рис. 8. Построение сети мониторинга участка на основании стохастического моделирования пространственного распределения содержания фосфора

Fig. 8. Construction of a network of a plot monitoring based on stochastic modeling of the spatial distribution of phosphorus content

Для уточнения местонахождений пунктов пробоотбора используется второй упомянутый инструмент, с помощью которого мы генерируем 100 необходимых точек. Полученная итоговая сеть мониторинга учитывает такие параметры, как абсолютные значения показателя (картограмма фосфора), местонахождение исходных опорных точек, установленный в результате подбора вариограммы лаг (33 м), а также среднеквадратическое отклонение.

Новая сеть мониторинга сможет закрыть локальные места повышенной дисперсии у других исследуемых свойств и не нарушить пространственной структуры ввиду их сильной автокорреляционной взаимосвязи.

Изучение взаимосвязей между исследуемыми свойствами и гипсометрическим уровнем местности проводилось при помощи корреляционного анализа. Как известно, входными данными для анализа являются числовые значения показателей в местах пробоотбора, тем самым ограничивая себя имеющейся выборкой и не давая возможности сравнить показатели в местах, где пробоотбор не проводился. Кроме того, расчёт коэффициента корреляции Пирсона предполагает нормальное распределение данных. В связи с вышесказанным, кроме классического расчёта по точкам пробоотбора, нами был проведён «площадной» анализ корреляционных связей. После статистической оценки данных, вариограммного анализа, сравнения стохастических моделей с кригинговыми мы получили растры, полностью удовлетворяющие гипотезе стационарности и максимально возможным соответствием действительности. Это даёт нам объективную возможность использовать их в пространственном корреляционном анализе. Данный участок местности состоит из 99 000 ячеек растра, что соответствует такому же количеству точек сравнения, давая нам значительную точность результатов, представленных в табл. 3.

Согласно таблице критических значений коэффициента корреляции, при 64 опорных точках, значимыми можно считать значения выше 0,23, а для площадной корреляции, при таком количестве ячеек растра, критическим значением могут являться числа ниже 0,001 [Чертко, Карпиченко, 2009], однако мы будем принимать во внимание значения выше 0,15 и имеющие тенденцию к увеличению тесноты связи по сравнению с корреляцией по точкам пробоотбора.

Табл. 3. Корреляционная матрица
Table 3. The correlation matrix

Показатель	Корреляция по точкам пробоотбора / Площадная корреляция				
	Влажность	Кислотность	Фосфор	Высота	УП
Влажность	1,00 / 1,00				
Кислотность	0,12 / 0,11	1,00/1,00			
Фосфор	-0,05 / -0,10	0,34 / 0,14	1,00 / 1,00		
Высота	-0,06 / -0,01	-0,15 / -0,20	0,01 / 0,00	1,00 / 1,00	
УП	0,16 / 0,15	0,15 / 0,09	0,11 / 0,00	-0,31 / -0,37	1,00 / 1,00

Исходя из расчётов по точкам пробоотбора, можно констатировать обратную связь у УП с высотой, составляющую -0,31. Полученный результат подтверждается анализом площадной корреляции, которая составила -0,37, что говорит о достоверности результатов. Напротив, корреляционная зависимость между показателями рН и содержанием фосфора по точкам пробоотбора оценивается как значимая прямая и составляет 0,34, однако при площадной оценке снижается до 0,14, что на данном участке скорее является случайной, чем закономерной.

Площадная корреляция между высотой и кислотностью (-0,20) носит обратный характер. Данная закономерность уже наблюдалась на почвах, испытывающих

переувлажнение в пониженных участках местности [Клебанович, Киндеев, 2018; Киндеев, 2017], что может в первую очередь подтверждать полученные значения влажности, говорящие о наличии участков с избыточным содержанием влаги, а также о достоверности проведённого анализа.

ВЫВОДЫ

В результате можно констатировать наличие значительной пространственной автокорреляции у всех исследуемых свойств. Наиболее сложной пространственной структурой отличается влажность, для которой было использована наиболее сложная математическая модель J-Бесселя, позволяющая описывать подобные структуры распределения. Для остальных почвенных характеристик использовались классические вариограммы.

В ходе анализа общих трендов были определены тренды первого порядка по содержанию фосфора и второго — по кислотности, говорящие о наличии глобальных детерминированных процессов, влияющих на варьирование этих свойств, и при помощи облака вариограммы — один внутренний по кислотности, что было включено в математическую модель.

Среднеквадратические ошибки вариограмм при кросс-валидации (их значения в статье не приводятся) отражают абсолютные значения, которые не всегда могут правильно трактоваться, что может привести к ошибочным выводам. Правильный выбор вариограмм можно оценить, в первую очередь, по доле микрокомпоненты в общей неоднородности участка, которая выражается через остаточную дисперсию. Значение последней не превышает 14 % у изученных свойств, что свидетельствует о том, что практически вся неоднородность была включена в модели. Вторым возможным подтверждением репрезентативности служит возможность использования стохастического моделирования, в результате которого полученная картограмма средних значений имитаций должна совпасть с входной картограммой простого кригинга.

В географическом аспекте распределение каждого из параметров почвенного покрова обуславливается как внешними природными закономерностями и внутренними почвенными физико-химическими процессами, так и антропогенным воздействием. Установленная обратная корреляционная связь между УП и относительными высотами на опытном участке подтверждает тезис о преобладании более тяжёлых почв в пониженных местах. Гнездовой характер распределения влажности определяется микроизменениями в рельефе территории. Длительное антропогенное воздействие на участок снижает природную гетерогенность кислотности и повышает значения рН в КС1 до оптимальных значений.

Пространственное распределение содержания фосфора в общем смысле носит линейный характер (тренд 1-го порядка выражается через линейную функцию) и характеризуется приемлемыми значениями (80–140 мг/кг) в южной части участка и низкими (менее 80 мг/кг) в более удалённой — северной. При детальном рассмотрении вариабельности содержания фосфора методами стохастического моделирования была выявлена значительная пестрота по всей территории и значительные ошибки неопределённости в южной части участка.

Это хорошо демонстрирует различия между классической геостатистической оценкой и стохастическим моделированием, реализующимся в ArcGIS ArcMap через геостатистическое моделирование Гаусса. Было эмпирически определено, что необходимо 200 симуляций для получения точных оценок всех показателей. Полученные картограммы отражают внутреннюю вариабельность, что позволяет лучше понять природу неопределённости явления для принятия технологических решений.

Стохастическое моделирование, кроме картограмм абсолютных значений, позволяет создать ряд растровых моделей, на основании которых мы можем как оценить достоверность вариограмм, так и сделать ряд практических рекомендаций для оптимизации сельскохозяйственной деятельности на данном участке. В первую очередь, в совокупности

с вариограммный анализом моделирование среднеквадратических ошибок позволило разработать обоснованную сеть точек пробоотбора для дальнейшего мониторинга участка. Она является экспериментальной моделью, и для итогового принятия решений необходимо экспертная оценка для корректировки некоторых точек. Например, по нашему мнению, необходимо незначительное смещение 2–3 точек для закрытия пустой территории в центральной части участка у северной границы, что также обосновывается при помощи картограмм рисков, по которым весь участок может быть разделён на 2 зоны управления — северную, требующую большего внимания к содержанию фосфора, и южную, где содержание данного питательного элемента приемлемое.

На основании значений остаточной дисперсии можно констатировать, что негативное влияние неоднородности на агрономическую и экономическую эффективность использования почв исследованного участка может быть нивелировано до 86 % по влажности и до 100 % по содержанию фосфора, что может говорить о значительной эффективности использования технологий точного земледелия при интеграции в них полученных результатов данного исследования.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Демьянов В.В., Савельева Е.А. Геостатистика: теория и практика. М.: Наука, 2010. 327 с.
2. Капутин Ю.Е., Ежов А.И., Хенли С. Геостатистика в горно-геологической практике. Апатиты: КНЦ РАН, 1995. 165 с.
3. Киндеев А.Л. Применение геоинформационных систем в анализе кислотности почвенного покрова. Геология в развивающемся мире: сб. науч. тр. (по материалам X Междунар. науч.-практ. конф. студ., аспирантов и молодых учёных). Пермь: Пермский государственный национальный исследовательский университет, 2017. Т. 2. С. 66–68.
4. Клебанович Н.В., Киндеев А.Л. Геостатистическая оценка variability свойств почв. Вестник Удмуртского университета. Серия Биология. Науки о Земле, 2018. Т. 28. № 1. С. 91–102.
5. Кондратьев С.А., Казмина М.В., Шмакова М.В., Маркова Е.Г. Метод расчёта биогенной нагрузки на водные объекты. Региональная экология, 2011. № 3–4. С. 50–59.
6. Нехороших Д.С., Демьянов В.В., Каневский М.Ф., Чернов С.Ю., Савельева Е.А. Стохастическое моделирование пространственно-распределённых данных по окружающей среде. М.: Институт проблем безопасного развития атомной энергетики РАН, 2000. 28 с.
7. Хорган Г.В., Янг И.М. Эмпирическая стохастическая модель для геометрии двумерного роста трещин в почве (с обсуждением). Geoderma, 2000. V. 96. P. 263–289.
8. Чертко Н.К., Карпиченко А.А. Математические методы в географии: учебно-методическое пособие. Минск: БГУ, 2009. 199 с.
9. Шейн Е.В. Курс физики почв. Москва: Издательство Московского университета, 2005. 432 с.
10. Шмакова М.В. Расчет твёрдого стока рек в оценке интенсивности заиления водохранилищ. Современные проблемы водохранилищ и их водосборов: Труды международной научно-практической конференции (28–30 мая 2013 г.). Пермь: Пермский гос. нац. исследовательский университет, 2013. Т. 1. С. 310–325.
11. Deutsch C.V., Journel A.G. GSLIB geostatistical software library and user's guide. New York: Oxford University Press, 1998. 369 p. (P. 119–122).
12. Ferguson R.B. Educational resources for precision agriculture. Precision Agriculture, 2002. V. 3. P. 359–371.
13. Han J. Magnetic susceptibility of modern soils in China and climate conditions. Studia Geophysica et Geodetica, 1996. V. 40. P. 262–275.
14. Mallarino A.P., Witty D.J. Use of DGPS, yield monitors, soil testing and variable rate technology to improve phosphorus and potassium management. Proceedings of The Integrated Crop Management Conference. Ames, Iowa, USA: Iowa State University Extension, 1997. P. 267–275.

15. *Pocknee S.* Directed soil sampling. Proceedings of Third International conference on precision agriculture, 23–26 June 1996, Minneapolis, Minnesota. Madison, Wis: American Society of Agronomy, Crop Science Society of America, Soil Science Society of America, 1996. P. 159–168.

REFERENCES

1. *Chertko N.K., Karpichenko A.A.* Mathematical methods in geography: textbook-methodic allowance. Minsk: BSU, 2009. 199 p. (in Russian).
 2. *Demyanov V.V., Savelyeva E.A.* Geostatistics: theory and practice. Moscow: Nauka, 2010. 327 p. (in Russian).
 3. *Deutsch C.V., Journel A.G.* GSLIB geostatistical software library and user's guide. New York: Oxford University Press, 1998. 369 p. (P. 119–122).
 4. *Ferguson R.B.* Educational resources for precision agriculture. *Precision Agriculture*, 2002. V. 3. P. 359–371.
 5. *Han J.* Magnetic susceptibility of modern soils in China and climate conditions. *Studia Geophysica et Geodetica*, 1996. V. 40. P. 262–275.
 6. *Horgan G.V., Young I.M.* An empirical stochastic model for the geometry of two-dimensional crack growth in soil (with discussion). *Geoderma*, 2000. V. 96. P. 263–289 (in Russian).
 7. *Kaputin Yu.E., Yezhov A.I., Henley S.* Geostatistics in mining and geological practice. Apatity: Kola Science Centre of RAS, 1995. 165 p. (in Russian).
 8. *Kindeev A.L.* Application of GIS systems in the analysis of soil acidity. *Geology in the developing world: Proceedings of the X International scientific and practical conference of students, graduate students and young scientists*. Perm: Perm State University, 2017. V. 2. P. 66–68 (in Russian).
 9. *Klebanovich N.V., Kindeev A.L.* Geostatistical assessment of variability of soil properties. *Bulletin of Udmurt University. Series Biology. Earth Sciences*, 2018. V. 28. No 1. P. 91–102 (in Russian).
 10. *Kondratiev S.A., Kazmina M.V., Shmakova M.V., Markova E.G.* Method for calculating the nutrient load on water bodies. *Regional Ecology*, 2011. No 3–4. P. 50–59 (in Russian).
 11. *Mallarino A.P., Wittry D.J.* Use of DGPS, yield monitors, soil testing and variable rate technology to improve phosphorus and potassium management. *Proceedings of The Integrated Crop Management Conference*. Ames, Iowa, USA: Iowa State University Extension, 1997. P. 267–275.
 12. *Nekhoroshikh D.S., Demyanov V.V., Kanevski M.F., Chernov S.Y., Savelieva E.A.* Stochastic simulations of spatially distributed data on environment. Moscow: Nuclear Safety Institute, 2000. 28 p. (in Russian).
 13. *Pocknee S.* Directed soil sampling. Proceedings of Third International conference on precision agriculture, 23–26 June 1996, Minneapolis, Minnesota. Madison, Wis: American Society of Agronomy, Crop Science Society of America, Soil Science Society of America, 1996. P. 159–168.
 14. *Shein E.V.* Soil physics course. Moscow: Moscow University Press, 2005. 432 p. (in Russian).
 15. *Shmakova M.V.* Calculation of solid river runoff in assessing the siltation rate of reservoirs. *Current problems of reservoirs and their catchments: Proceedings of the International scientific-practical conference (2013, May 28–30)*. Perm: Perm State University, 2013. V. 1. P. 310–325 (in Russian).
-