

УДК 631.415

*Н.В. Клебанович, А.Л. Киндеев***ГЕОСТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ВАРИАБЕЛЬНОСТИ СВОЙСТВ ПОЧВ**

Проанализирована роль геостатистического анализа в изучении вариабельности свойств почв. Описана эволюция подходов в использовании геостатистики в географии и в почвоведении, показана актуальность дальнейшего использования геостатистического подхода для изучения гетерогенности почвенных свойств и повышения эффективности прикладного использования почв. На основании полученных опытным путем данных по кислотности почв на исследуемых ключевых участках было последовательно изложено применение геостатистического подхода. Показана целесообразность предварительной статистической обработки данных и анализа показателей асимметрии и эксцесса. Объяснены необходимость использования вариографии и важность правильного выбора математических моделей, которые используются при построении картограмм. Определены наилучшие способы интерполяции, с помощью которых были построены картограммы распределения кислотности на исследуемых участках. Определена степень неоднородности распределения свойств почв на различных участках местности под разными видами земель, на разных гипсометрических уровнях и наличие пространственных закономерностей. Выявлено насколько неоднородными по своим свойствам могут быть элементарные участки, на которые делятся поля при агрохимических обследованиях. При таких размерах, без детального учета неоднородности почвы, хозяйства теряют значительное количество материальных и финансовых ресурсов из-за нерационального дозирования удобрений и мелиорантов.

*Ключевые слова:* почва, неоднородность свойств, геостатистика, вариация, вариография, кригинг, методы интерполяции, математические модели, корреляция, кислотность, содержание радионуклидов, картограмма.

В последние десятилетия в мире вообще и на постсоветском пространстве в частности активно начали внедряться исследовательские методы, основанные на геостатистическом анализе данных в таких науках, как геология, климатология, почвоведение и агрономия. Основным толчком для развития таких методов послужила потребность общества в высокоточных данных, характеризующих различные природные явления, а также появление вычислительной техники и необходимого программного обеспечения, с помощью которых стала возможной их качественная обработка. Суть геостатистических методов заключается в интерполировании значений того или иного показателя и определения меры их неопределенности на территории, где не проводились наблюдения по имеющимся эмпирическим данным. При использовании геостатистики предполагается: непрерывность в пространстве, переменные как результат случайного процесса, нахождение процесса в неподвижном состоянии при движении от точки к точке и описание вариации этих процессов в терминах пространственной зависимости.

Первыми, кто применил геостатистику для анализа данных в 1951 г. были Danie Krige и Herbert Sichel, которые эмпирически разработали статистические методы для прогнозирования качества руды из пространственно коррелированных выборочных данных на золотом руднике Витватерсранд [1]. На основе их работ французский ученый Жорж Матерон разработал геостатистический подход для разведки и разработки месторождений с использованием геолого-статистических методов в начале 1960-х гг. [2]. Независимо от Матерона и практически в то же время Л. С. Гандин сформулировал теорию оптимальной интерполяции для объективного анализа метеополей [3], причем в этой теории также приведены основы геостатистики. К сожалению, последующие работы других советских ученых в этой области не нашли в то время широкой поддержки в среде научной общественности [4; 5].

В почвоведении геостатистика начала применяться с начала 1980-х гг. В это время почвоведы выяснили, что методы, использовавшиеся ранее в геологии, можно успешно применять к почвам, рассматривая ее свойства не как устоявшиеся и закономерные значения на определенном участке местности, а как набор случайных переменных. Геостатистика явилась альтернативой классификации для представления пространственных изменений и активно применяется за рубежом в «точном земледелии», оценке загрязнения и восстановлении нарушенных земель [6]. В Австралии и Германии геостатистика позволяет использовать точечную стратегию известкования, которая, в свою очередь, приводит к улучшению условий выращивания сельскохозяйственных культур [7; 8]. Геостатистические методы широко используются для определения вариативности таких свойств почвы как влажность и структура. Канадскими учеными было установлено, что для детального анализа вариабельности почвы необходимо полное знание изменчивости всех свойств почвы на изучаемой территории [9].

В Европе большое значение уделяется изучению варьирования показателей кислотности почв, в частности, было установлено, что дальнейшая оценка чувствительности почв к подкислению должна учитывать не только pH, но и содержание органического вещества, структуру почвы и содержание Al и Fe [10]. Одним из возможных способов интерпретации геостатистических данных, по мнению некоторых ученых, является создание карты буферности почвы с использованием цифровых методов картирования почв, тем самым обеспечивая дополнительную информацию, наложенную на уже существующие карты кислотности [20]. Изучение вариабельности кислотности почв является определяющим для территориальной дифференциации доз внесения извести. Применение дифференцированных доз извести на внутриполевых микроучастках в США считается одним из наиболее экономически привлекательных методов точного земледелия [11].

С началом XXI в. работы, связанные с применением геостатистического подхода, в большем объеме начали появляться и на постсоветском пространстве. Среди российских исследователей, которые использовали геостатистический подход для анализа свойств почвенной среды, можно выделить работы В.П. Самсоновой, Ю.Л. Мешалкиной с соавторами, П.В. Красильникова и В.А. Сидоровой [12]. Отдельно стоит упомянуть монографию В.В. Демьянова и Е.А. Савельевой, в которой подробно изложены методы геостатистики и смежных разделов пространственного моделирования, рассмотрены теоретические и практические основы использования статистических моделей в различных областях: экологии, геологии, почвоведении, гидрогеологии, нефтедобыче, энергетике и т. п., а также очерчены основные направления развития современной геостатистической теории [13].

Актуальность изучения геостатистических методов и применение их на практике в почвенно-географических изысканиях в первую очередь обусловлено экономической составляющей. Без детального учета неоднородности почвы, который может предоставить геостатистика, хозяйства теряют огромное количество материальных и финансовых ресурсов. Так, в Германии, используя геостатистический подход в точном земледелии, при внесении минеральных удобрений и средств защиты урожая от сорняков, вредителей и болезней, добиваются повышения урожая на 30 % при одновременном снижении затрат на использование минеральных удобрений на 30 % и на пестициды на 50 % [14]. В то же время, без почвенно-географической теории геостатистические методы не могут быть экстраполированы за пределы исследованного участка, что ограничивает их применение.

Геостатистический подход представляет интерес не только с практической, но и с научной точки зрения. Геостатистические методы находятся между представлением их как одним из математических инструментов и существенным дополнением к классической географии почв. До недавнего времени это вызывало бурные дискуссии между сторонниками этих точек зрения. Однако, определив место геостатистики в научном познании, так и не был разработан понятийный аппарат, позволяющий наиболее точно отражать как закономерности структуры почвенного покрова, так и внутриклассовую вариабельность почв, что и является одним из направлений исследований геостатистики в почвоведении.

Целью данного исследования является познание особенностей применения геостатистического подхода, обоснование актуальности применения геостатистических методов для определения степени неоднородности распределения кислотности почв и показателей обеспеченности отдельными элементами питания на различных участках местности, определение степени пространственной зависимости и выявление следствий ее географического распространения.

### **Объект и методы исследования**

Объектом исследований послужили почвы окрестностей геостанции «Западная Березина» Белорусского государственного университета в Воложинском районе под разными видами земель (лесными, луговыми, пахотными) и почвы СПК «Першаи». На участках вблизи геостанции «Западная Березина» образцы отбирались с помощью случайной системы пробоотбора, а на участке, заложенном на лугу СПК «Першаи», использовалась регулярная сетка наблюдений с расстоянием между контрольными точками в бм.

Почвы на лесном участке дерново-подзолистые рыхлосупесчаные разной степени гидроморфизма. Лесная растительность представлена сосняками орляковым, черничным и мертвопокровным; площадь лесного участка – 16,7 га, с которых было отобрано 80 образцов.

На пойменном участке были обнаружены преимущественно аллювиальные дерновые заболоченные почвы, на гривах (повышениях) – аллювиальные дерновые оподзоленные почвы. Растительность – пойменно-луговая на большей части территории, на гривах встречается сосняк; площадь участка – 14,5 га; количество отобранных образцов – 42.

С опытного участка на поле площадью 6,2 га с дерново-подзолистыми супесчаными почвами на посевах многолетних трав было взято 59 образцов.

На опытном луговом участке 4, площадью 0,6 га было заложено 168 контрольных точек, с которых были получены данные о уровне кислотности почв, плотности загрязнения радиоцезием и по содержанию подвижных соединений калия (K<sub>2</sub>O) и фосфора (P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>), кальция (CaO) и магния (MgO).

### Результаты и их обсуждение

На первых трех участках были потенциометрически получены данные об обменной кислотности почв (рН в KCl), которые в дальнейшем прошли первичную статистическую обработку в программе Excel 2013, в процессе которой был получен ряд параметров описательной статистики, представленных в табл. 1.

Таблица 1

Статистические параметры опытных участков

Показатели	Лес			Пойма	Поле
	Весь участок	Авто-морфные	Полугидро-морфные		
Количество	80 (78*)	45 (43*)	35	42	59
Среднее	4,98	5,17	4,73	5,87	5,93
Мода	4,41	5,12	5,08	5,83	5,76
Медиана	4,88	5,03	4,69	6,11	5,34
Среднее квадратическое отклонение	0,58	0,67	0,29	0,70	0,65
Дисперсия	0,34	0,47	0,09	0,49	0,43
Коэффициент вариации рН, %	11,6	13,0	6,3	11,9	11,0
Коэффициент вариации значений концентрации, %	82,2	87,9	66,2	120,3	88,0
Коэффициент корреляции с высотой местности (Кк)	0,44 (0,24*)	0,35 (0,11*)	-0,37	-0,55	0,05
Асимметрия (А)	0,96	0,08	-1,18	-1,27	-0,35
Экссесс (Е)	8,16 (3,37*)	5,34 (2,92*)	-0,78	0,15	0,81
Критическое значение А	0,41	0,49	0,53	0,50	0,45
Критическое значение Е	0,76	0,84	0,87	0,85	0,81

\* – значение показателей после выбраковки.

По основным показателям варьирования (среднеквадратическое отклонение, дисперсия, коэффициент вариации), представленным в табл. 1, все три участка различаются незначительно. По коэффициенту вариации, согласно шкале степени однородности, участки можно отнести к однородным (менее 30 %), что говорит о малой степени различия значений рН на исследуемых участках. Но наличие на первом участке 7 групп кислотности, а на втором и третьем – 5 говорит о существенной дифференциации значений данного показателя на участках. Данные расхождения объясняются тем, что показатель рН является отрицательным логарифмом концентрации ионов Н<sup>+</sup>. Для того, чтобы убрать эти расхождения было решено рассчитать содержание ионов Н<sup>+</sup> для всех значений рН в контрольных точках и затем, используя полученные значения, посчитать коэффициент вариации. Полученные значения варьируют от 82,2 до 120,3 %, что свидетельствует о высокой степени неоднородности (более 60%) и больше соответствует реальности.

Прямая корреляция между рН и высотой на лесном участке объясняется двумя точками с нейтральной и слабощелочной реакцией, которая, как было установлено, является следствием антропогенного воздействия и не является типичной для данной местности. Это также доказывается чрезмерно высоким эксцессом, равным 8,16, при его критическом значении, отражающем нормальное распределение, 0,76. Такое значительное превышение говорит об имеющемся «ядре» точек, выбивающихся из изучаемой массы явлений, которые не варьируют по данному признаку, что и было подтверждено эмпирически – нейтральная и слабощелочная среда в двух контрольных точках является следствием не природных процессов, а человеческого воздействия. Поэтому для более точного отра-

жения распределения кислотности и ее взаимосвязи с другими природными компонентами (рельеф) было решено убрать эти точки из общей выборки. Кроме этого, коэффициент асимметрии, отражающий степень отклонения ряда данных от нормального распределения, равный 0,96, также превышает свое предельное значение нормального распределения для данного числа наблюдений (0,41). Это говорит о сдвиге графика распределения в правую сторону, что также вызвано наличием этих точек.

На опытном участке 2 в пойме коэффициент асимметрии (-1,27) превышает свое критическое значение (+/- 0,50), показывая левостороннее отклонение, вызванное преобладанием значений рН ниже средних структурных величин (среднее, мода, медиана). Эксцесс, равный 0,15 и не превышающий свое предельное значение (+/- 0,85), говорит об отсутствии каких-либо «ядер», которые не соответствуют общему ряду данных. На третьем участке данные показатели не превышают свои пороговые значения, что говорит о нормальном распределении данных.

При пересчете коэффициента корреляции для участка 1, без учета точек, выпадающих из общего ряда значений, был получен показатель, в два раза меньший, чем изначальный (0,24). В свою очередь корреляция с высотой только на автоморфных почвах лесного участка, на которые приходится 43 контрольные точки, после пересчета фактически исчезает (0,11). Исходя из этого, можно констатировать, что корреляционная связь величины рН с абсолютными высотами рельефа зафиксирована лишь на полугидроморфных дерново-подзолистых почвах, а на почвах нормального увлажнения практически исчезает.

На опытном участке 2 и на полугидроморфных почвах участка 1 корреляция рН с высотой составила -0,55 и -0,37 соответственно, что говорит о сильной обратной взаимосвязи между данными показателями. На пойменном участке это объясняется в первую очередь влиянием грунтовых вод на реакцию почвенной среды в понижениях, которые имеют в этих условиях реакцию, близкую к нейтральной. На лесном участке, в пониженной его половине с полугидроморфными почвами, отмечена аналогичная, хотя и менее значимая закономерность увеличения значений рН в более низких местах.

Полученные статистические данные позволили определить степень нормальности распределения, убрать лишние контрольные точки, характеристики которых не соответствуют действительности, определить ряд следствий и причин взаимосвязи кислотности с относительной высотой рельефа. Дальнейшая обработка данных подразумевает применение геостатистических методов, которые позволят определить пространственную зависимость кислотности почв на опытных участках и определить лучший метод интерполяции для визуализации полученных данных с помощью картосхем. Одним из самых популярных геостатистических методов является вариография – анализ и описание пространственной корреляционной структуры данных на основе различных статистических моделей [15].

Поскольку перечень моделей при построении вариограмм достаточно широк, становится актуальным вопрос о наиболее репрезентативной из них. Сложность выбора обуславливается тем, что, представляя свойства почвы как набор случайных переменных, подразумевается, что на каждой конкретной делянке и участке пространственное распределение данных будет различным. По этой причине и модель, с помощью которой они будут описаны, должна подходить к конкретному случаю. Уделение внимания этому этапу обусловлено чувствительностью вариограммы к описываемым ею данным и тем, что достоверность конечного результата анализа, которым в нашем случае является картосхема распределения кислотности, зависит от выбранной модели.

Для упрощения подбора Р.Г.Г. Джонгран (1999) определил, что, например, сглаженное варьирование отражается лучше гауссовой моделью, а резкие колебания данных на нерегулярных расстояниях – сферической и экспоненциальной. Экспоненциальная модель при этом применима для измерений на всех расстояниях, а не по строго установленным направлениям, то есть для наиболее случайного распределения [16]. Кроме достаточно усредненных рекомендаций Джонгрانا, при оценке качества вариограммы обращают внимание на визуальное сходство между эмпирической и экспериментальной вариограммой. В этом случае многое зависит от опыта эксперта, проводящего моделирование, который для подтверждения правильности выбора использует ряд математических критериев, таких, как индекс взвешенных наименьших квадратов, индекс Кресси, индекс качества подбора и информационный критерий Акайк [17; 18]. Кроме этого, программа ArcMap ArcGIS, в которой проводилась геостатистическая обработка данных с опытных участков при помощи инструментов Geostatistical Analyst, предоставляет возможность проведения перекрёстной проверки, с помощью которой определяется правдоподобность и репрезентативность модели. Данная проверка предоставляет количественные оценки ошибок прогнозирования для каждой из моделей.

Для выбора лучшей модели принимается во внимание величина средней ошибки прогноза, которая должна быть наиболее приближена к 0, среднеквадратическая нормированная погрешность прогнозирования должна стремиться к 1, что указывает на точность стандартных погрешностей. Среднеквадратичная погрешность прогнозирования и средняя стандартная ошибка также должны быть наименьшими, что отражает силу отклонения прогноза от измеренных значений.

При определении наилучшей модели вариограммы для опытных участков было решено сравнить 3 наиболее часто применяемые модели – гауссову, экспоненциальную и сферическую. Данные (табл.2) показывают, что для дальнейшего построения картограммы лесного участка наилучшим вариантом является сферическая модель, поскольку у нее средняя ошибка прогнозирования наиболее приближена к 0.

Таблица 2

### Параметры перекрёстной проверки моделей вариограмм исследуемых участков

Уча- сток	Модель	Ошибки прогнозирования					
		Ко- личе- ство проб	Сред- няя	Средне- квадра- тическая	Средняя нормирован- ная	Среднеквад- ратичная нормирован- ная	Средняя стандарт- ная ошибка
Лес	Гауссова	78	0,0038	0,411	0,019	0,938	0,433
	Экспоненциальная	78	0,005	0,411	0,022	0,926	0,438
	Сферическая	78	0,0037	0,412	0,018	0,940	0,433
Пойма	Гауссова	42	-0,011	0,523	-0,025	0,975	0,526
	Экспоненциальная	42	-0,0001	0,530	-0,001	0,998	0,532
	Сферическая	42	-0,005	0,527	-0,012	0,966	0,538
Поле	Гауссова	59	0,012	0,430	0,040	0,902	0,441
	Экспоненциальная	59	0,027	0,415	0,054	0,955	0,423
	Сферическая	59	0,018	0,422	0,049	0,901	0,435

Для участка на пойме наиболее приемлема экспоненциальная, а для поля – гауссова. Стоит отметить, что для участков 1 и 2 выбор между этими тремя моделями не критичен и не несет сильных погрешностей, что нельзя сказать об участке 3, где явно выделяется гауссова модель. Кроме этого, выбранные с помощью перекрестной проверки модели вариограмм совпали с наблюдениями Р.Г.Г. Джонгрена – сглаженное варьирование отражается лучше гауссовой моделью, что соответствует опытному участку 3. Резкие колебания данных на нерегулярных расстояниях, которые присущи участкам 1 и 2, – сферической и экспоненциальной моделью, при этом экспоненциальная применима для измерений на всех расстояниях, а не по строго установленным направлениям, то есть для наиболее случайного распределения, которое выражено в большей степени на участке 2.

Конечной целью этапа вариографии является построение аналитической функции, описывающей пространственную корреляционную структуру данных для использования в геостатистических моделях интерполяции. Для построения таких моделей модуль ArcMap программы ArcGIS предоставляет инструмент Geostatistical Analyst, который содержит набор интерполяторов, наилучшими из которых при геостатистическом подходе являются разные методы кригинга. Каждый из них подходит для определённого набора данных с разными допущениями. Наиболее популярными в применении являются ординарный, простой и универсальный кригинг [1]. Для построения картосхем распределения кислотности на опытных участках (рис.1), учитывая полученные ранее статистические параметры (табл. 1) и результаты определения наилучшей модели, были построены картограммы при помощи простого кригинга для участков 2 и 3 и ординарного кригинга для лесного участка (рис. 1). Различия в способах интерполяции вызваны тем, что в связи со значительным отклонением от нормального распределения данных лесного участка простой кригинг сильно сглаживает значения и картограмма, полученная данным методом, не отражает всей вариабельности значений кислотности на данном участке. Это доказывает важность статистической обработки данных и их анализа, а также показывает, что каждый отдельно взятый микроучасток или делянка будет иметь уникальное пространственное распределение почвенных свойств.

На всех картограммах горизонтали проведены через 0,5 м, наибольшие колебания высот отмечаются на лесном участке – рельеф данной территории представлен плоско-волнистой равниной, абсолютные отметки высот которой колеблются от 156 до 162 м. На большей части пойменного участка высота рельефа составляет 154,5 м, с повышениями в районе грив до 156,5 м. Наиболее плоской территорией является участок 3, где колебания высот составляют 0,5 м – от 157,5 до 158 м.

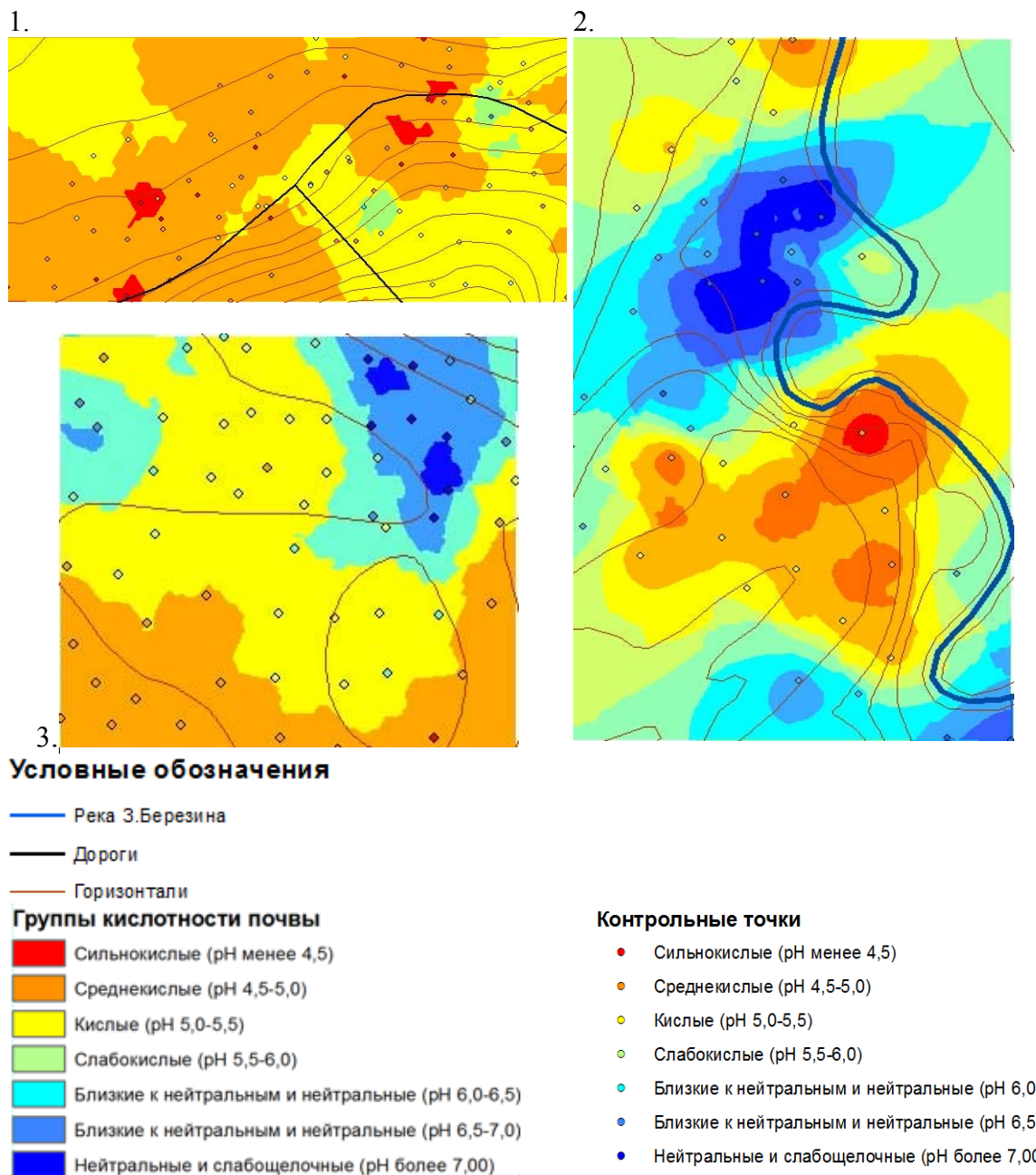


Рис. 1. Картограммы кислотности почв: 1 – лесного участка; 2 – пойменного участка; 3 – полевого участка

Анализируя полученные картограммы распределения рН в КС1, можно увидеть, что на лесном участке преобладают среднекислые почвы (рН 4,5–5,0) с отдельными участками сильнокислых почв (рН меньше 4,5) в северо-западной части исследуемой территории. В свою очередь, юго-восточная и восточная части территории в основном заняты кислыми почвами (рН 5,5–6,0), однако встречаются места с почвами, реакция которых близка к нейтральной (рН 6,0–7,0). Участки с более кислыми почвами тяготеют к более низким абсолютным высотам. На пойменном участке доминируют слабокислые (рН 5,5–6,0) и близкие к нейтральным (рН 6,0–6,5) почвы, приуроченные к заболоченным терри-

ториям. Местность, где располагаются повышения с автоморфными почвами, которые четко вырисовываются горизонталями, на картосхеме относится к кислой группе (рН 5,0–5,5). Кроме этого, с помощью кригинга было получено первичное представление о распределении значений рН в КС1 на противоположном берегу реки, где отбор образцов не производился, и мы надеемся на высокий уровень достоверности полученной картограммы. Распределение кислотности на исследуемом участке 3 имеет пространственную направленность – на северо-востоке доминируют близкие к нейтральным (рН 6,5–7,0) и слабощелочные (рН более 7,0) почвы, при продвижении на юго-запад кислотность увеличивается и рН достигает 5,0–5,5, что соответствует кислой реакции.

Исследования почв на ключевом участке СПК «Першай» проведены по более широкой программе, по шести показателям свойств почв. На основе полученных картограмм (рис. 7) можно говорить об определенной дифференциации значений всех показателей.

Почва на участке 4 при антропогенном воздействии сохранила генетическую гетерогенность, что четко проявляется в более высоких коэффициентах вариации и эксцесса. Неоднородность поля по исследуемым показателям хорошо просматривается и визуалью (рис. 2). По содержанию калия и магния участок является среднееднородным, по этим показателям наибольшие различия между модой и средним значением.

Сравнивая значения асимметрии и эксцесса с их среднеквадратическими отклонениями (табл. 3), которые составили для анализируемых рядов данных 0,33 и 0,51 соответственно, можно сказать, что значения асимметрии по всем агрохимическим показателям, кроме Са (–0,29), имеют отклонения от граничных значений нормального распределения. Максимальный показатель асимметрии у магния (1,03), что свидетельствует о сильной правосторонней асимметрии. Значения эксцесса выходят из пределов допустимых значений по фосфору – незначительно, а по калию наблюдается ярко выраженное отклонение, превышающее допустимое почти втрое. Это свидетельствует о наличии существенного «ядра» точек, где содержание калия отклоняется от общего распределения, что говорит о сторонних факторах, влияющих на содержание данного элемента в этих микроразонах.

Таблица 3

**Статистические показатели агрохимических свойств почвы исследуемого участка 4**

	рН	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>	K <sub>2</sub> O	Са	Mg	Cs-137
Дисперсия	0,04 (7,9*10 <sup>-06</sup> )*	251	1931	3937	820	8,67
Коэффициент вариации, %	4,32 (48,1)*	21,4	43,6	10,8	36,6	21,6
Асимметрия	0,40	0,45	0,66	–0,29	1,03	–0,47
Эксцесс	0,44	0,59	1,46	–0,44	0,33	0,27
Мода	4,75	67	72	600	48,6	15
Медиана	4,82	73,0	91,0	600	70,5	14,7
Среднее	4,83 (1,64*10 <sup>-3</sup> )*	74,2	101	581	78,3	13,6
Среднее квадратическое отклонение	0,21 (6,21*10 <sup>-11</sup> )*	15,87	43,95	62,75	28,64	2,94

\*– для значений Н<sup>+</sup>

Для построения картограммы почвенных свойств участка 4 использовался аналогичный способ подбора математических моделей и способ интерполирования, как и для первых трех участков. Согласно перекрестной проверке для рН была выбрана – экспоненциальная модель и ординарный кригинг, для P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> – экспоненциальная и простой; K<sub>2</sub>O – сферическая и простой; Са – гауссова и ординарный; Mg – гауссова и простой и для Cs-137 – сферическая и ординарный.

Статистически установлены существенные корреляционные связи между рядом показателей (табл. 4). Реакция почвенной среды прямо коррелирует с содержанием фосфора и калия, а, особенно, магния. Последний элемент привносится в почву с доломитовой мукой – основным известковым мелиорантом в Беларуси, что является главным источником существенного увеличения содержания обменных соединений магния в почвах Беларуси. И этот же мелиорант повышает значения реакции среды, поэтому наличие сопряженности варьирования данных показателей очевидно. Не имеют достоверных связей с другими показателями содержание обменного кальция и радиоцезия, по разным причинам. Содержание кальция имеет самые высокие абсолютные показатели и самые низкие показатели варьирования. Содержание радиоцезия – следствие конкретного выпадения радионуклидов 30



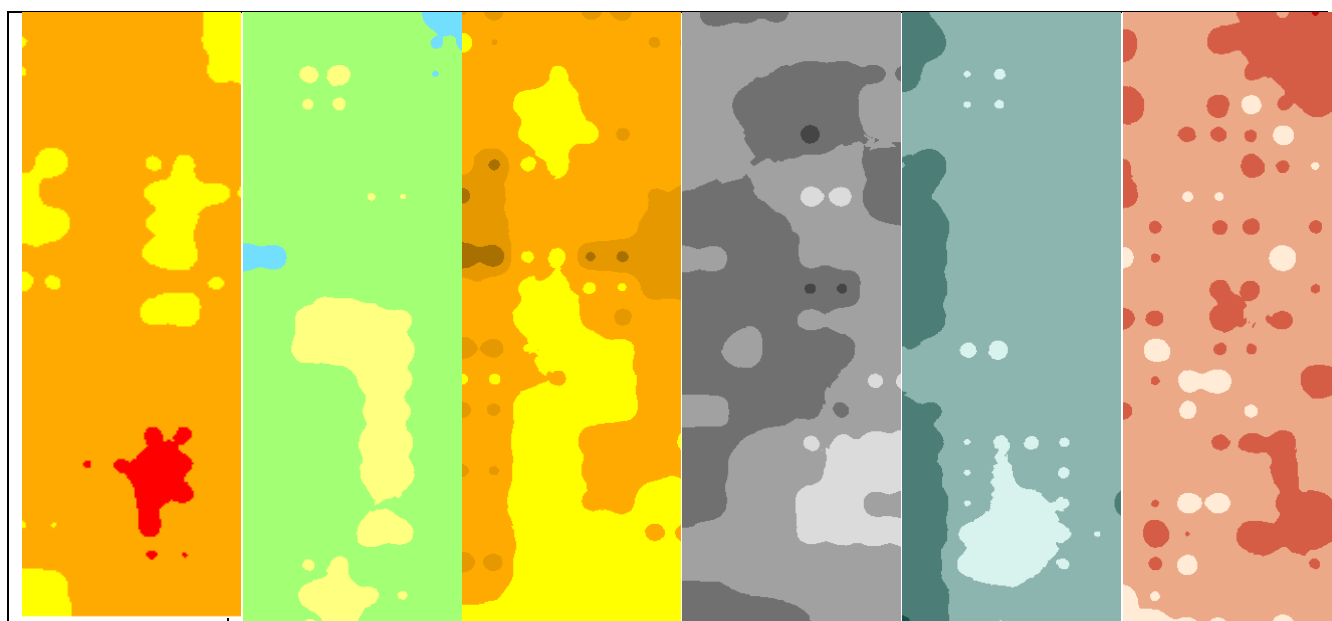
лет назад и не зависит от каких-то естественных или агротехнических причин. Наличие связи содержания фосфора и калия с уровнем кислотности – следствие известного тезиса о позитивном влиянии нейтрализации кислотности на содержание подвижных форм макроэлементов и негативном – на содержание микроэлементов (кроме молибдена).

Таблица 4

**Матрица корреляции свойств почвы исследуемого участка 4**

	pH	P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>	K <sub>2</sub> O	CaO	MgO	Cs-137
pH	1,00	0,44	0,40	0,28	0,63	0,06
P <sub>2</sub> O <sub>5</sub>		1,00	0,42	0,04	0,33	0,12
K <sub>2</sub> O			1,00	0,07	0,39	0,07
CaO				1,00	0,33	0,16
MgO					1,00	0,06
Cs-137						1,00

Наличие заметного варьирования данных, особенно по калию и магнию (табл. 3), указывает на целесообразность учета отмеченных различий в системе земледелия. На рисунке 2 каждая точка наблюдений соответствует 34 м<sup>2</sup>. При укрупнении микрополигонов в 4 раза, до 176 м<sup>2</sup>, общий рисунок распределения показателей существенно упрощается (рис.4), различия в значительной степени нивелируются. Дальнейшее укрупнение, до 704 м<sup>2</sup>, приводит к полной унификации показателей, на картограммах остается один цвет (рисунок не приводится ввиду тривиальности).

**Условные обозначения****Группы кислотности почвы**

- Сильнокислые (рН менее 4,5)
- Среднекислые (рН 4,5-5,0)
- Кислые (рН 5,0-5,5)

**Содержание Са**

- менее 500,0 мг/кг почвы
- 500,0 - 600,0
- 600,0 - 700,0
- более 700,0

**Содержание P<sub>2</sub>O**

- менее 60,0 мг/кг почвы
- 60,0 - 100,0
- более 100,0

**Содержание Mg**

- менее 50,0 мг/кг почвы
- 50,0 - 100,0
- 100,0 - 150,0
- более 150,0

**Содержание K<sub>2</sub>O**

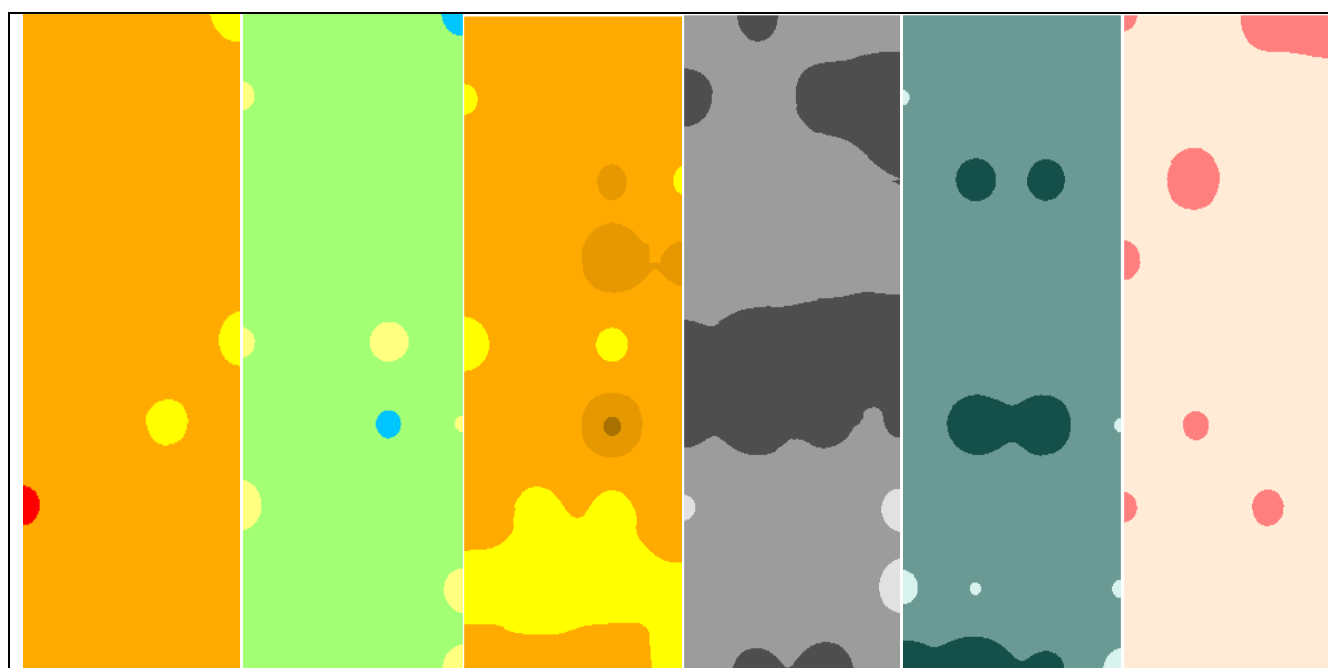
- менее 80,0 мг/кг почвы
- 80,0 - 140,0
- 140,0 - 200,0
- более 200,0

**Плотность загрязнения почвы**

- менее 10,0 Ки/км<sup>2</sup>
- 10,0 - 15,0
- 15,0 - 20,0
- более 20,0

Рис. 2. Картограммы распределения агрохимических свойств почвы исследуемого участка 4 (размер ячеек 34 м<sup>2</sup>)





#### Условные обозначения

##### Группы кислотности почвы

- Сильнокислые (рН менее 4,5)
- Среднекислые (рН 4,5-5,0)
- Кислые (рН 5,0-5,5)

##### Содержание Са

- менее 500,0 мг/кг почвы
- 500,0 - 600,0
- 600,0 - 700,0
- более 700,0

##### Содержание P2O

- менее 60,0 мг/кг почвы
- 60,0 - 100,0
- более 100,0

##### Содержание Mg

- менее 50,0 мг/кг почвы
- 50,0 - 100,0
- 100,0 - 150,0
- более 150,0

##### Содержание K2O

- менее 80,0 мг/кг почвы
- 80,0 - 140,0
- 140,0 - 200,0
- более 200,0

##### Плотность загрязнения почвы

- менее 10,0 Ки/км<sup>2</sup>
- 10,0 - 15,0
- 15,0 - 20,0
- более 20,0

Рис. 3. Картограммы распределения агрохимических свойств почвы исследуемого участка 4 (размер ячеек 176 м<sup>2</sup>)

#### Заключение

В ходе выявления особенностей распределения кислотности почвы на различных микрополигонах были рассмотрены основные этапы геостатистического анализа, показана необходимость первичной статистической обработки данных, в ходе которой была определена и откорректирована нормальность распределения данных. Кроме этого, показатели описательной статистики дали первичное представление о пространственном распределении кислотности почвы. Были рассмотрены и интерпретированы в терминах географии почв основные параметры вариограммы, на основании которых можно говорить о степени пространственной корреляции на исследуемых участках. При проведении перекрестной проверки в программе ArcGIS ArcMap определены лучшие модели для исследуемых участков – для лесного участка наилучшим вариантом является сферическая модель; для участка на пойме наиболее приемлема экспоненциальная, а для пахотного участка – гауссова. Для построения картосхем для участков 2 и 3 использовался простой кригинг, а для лесного участка – ординарный. Выбор ординарного кригинга обусловлен значительным отклонением данных лесного участка от нормального распределения. Здесь простой кригинг сильно сглаживает значения и картосхема, полученная данным методом, не отражает всей вариабельности значений кислотности. Это доказывает важность статистической обработки данных и их анализа, а также показывает, что каждый отдельно взятый микроучасток или делянка будет иметь уникальное пространственное распределение почвенных свойств.

Полученные данные показывают, насколько неоднородными по своим свойствам могут быть элементарные участки, на которые делятся поля при агрохимических обследованиях, размеры которых составляют от 3 до 15 га при среднем размере элементарного участка около 10 га [23]. При таких размерах, без детального учета неоднородности почвы, хозяйства теряют значительное количество

материальных и финансовых ресурсов из-за нерационального дозирования удобрений и мелиорантов. Из приведенных в статье данных следует, что пестрота по агрохимическим показателям исчезает уже при размерах единичного наблюдения на два порядка меньше. Решение проблемы учета неоднородности отдельных полей предлагает точное земледелие, которое, базируясь на данных, полученных с помощью высокоточной техники, а также с помощью геостатистического анализа, позволяет с максимальной точностью проводить процедуры по химизации почвы, вносить удобрения и мелиоранты лишь на тех участках поля, где это необходимо. При этом размер территории единичных проб (микроучастков, ячеек растра) должен быть не более нескольких десятков м<sup>2</sup>. Так, в Германии, внедряя элементы точного земледелия при использовании минеральных удобрений и средств защиты урожая от сорняков, вредителей и болезней, добиваются повышения урожая до 30 % при одновременном снижении затрат на использование минеральных удобрений на 30 % и на пестициды на 50 % [19].

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Krige D.G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand // *J. of Chem., Metall. and Mining Soc.: South Africa*, 1951 № 51(b). P. 119–139.
2. Матерон Ж. Основы прикладной геостатистики. 2-е изд. 460 с.
3. Гандин Л.С., Каган Р.Л. Статистические методы интерполяции метеорологических данных. Л.: Гидрометеоиздат, 1976. 359 с.
4. Вистелиус А.Б. Математическая геология и ее вклад в фундаментальные геологические разработки. Л., 1986. 27 с.
5. Вистелиус А.Б. Математическая геология: история, состояние, перспективы. Л., 1984. 53 с.
6. Heuvelink G.B.M., Webster R. Modelling soil variation: past, present, and future // *Geoderma*. 2001. № 100. P. 269–301.
7. Farming systems and soil acidity [Electronic resource] / Agricultural Bureau of South Australia – Mode of access: [http://www.agbureau.com.au/projects/soil\\_acidity/](http://www.agbureau.com.au/projects/soil_acidity/) Date of access: 20.06.2017.
8. Olf H.-W., Borchert A., Trautz D. Soil pH maps derived from on-the-go pH- basis for variable lime application under German conditions: concept development and evaluation in field trials. Osnabruck: Nutrition University of Applied Sciences Osnabruck Am Kruempel, 2010. 10 p.
9. Sreun'esr W.J., Lone J.J. Variability in soil moisture sailing. Saskatchewan: Canada Department of Agriculture, 1961. 157–164 p.
10. O'Hellonen I.P., Kachanoski R.G., Stewart J.W.B. Spatial variability of soil phosphorus as influenced by soil texture and management. // *Can. J. Soil Sci.* 1985. P. 65. 475–487.
11. Sulphur behavior in forest soils near the largest SO<sub>2</sub> emitter in northern Europe [Electronic resource] – *Applied Geochemistry*, 2007 – Mode of access <http://edoc.unibas.ch/dok/A5251156>. Date of access: 20.06.2017.
12. Managing Soil pH for Crop Production [Electronic resource] – *Agronomy library* – Mode of access: <https://www.pioneer.com/home/site/us/agronomy>. Date of access: 20.02.2017.
13. Сахабиев И. А., Рязонов С.С. Исследование пространственной изменчивости свойств почв с использованием геостатистического подхода // *Российский журн. прикладной экологии*. 2015. № 2. С. 32–37.
14. Демьянов В. В., Савельева Е. А. Геостатистика: теория и практика / под ред. Р. В. Арутюняна; Ин-т проблем безопасного развития атомной энергетики РАН. М.: Наука, 2010. 327 с. ISBN 978-5-02-037478-2 (в пер.).
15. Джонграм Р.Г.Г.Г., Тер Браак С.Дж.Ф., Ван Тонгерен О.Ф.П. Анализ данных в экологии сообществ и ландшафтов. М.: РАСХН, 1999. 306 с.
16. Pannatier Y. VARIOWIN Software for Spatial Data Analysis. New York: Springer-Verl., 1996. 91 p.
17. Xiaodong J., Olea R. A., Yu Y.-S. Semivariogram modeling by weighted least squares // *Computers and Geosciences*. 1996. Vol. 22, № 4. P. 387–397.
18. Байков В., Бакиров Н., Яковлев А. Математическая геология. Т. I. 1-е изд. Ижевск, Институт компьютерных исследований, 2012. 227 с.
19. Крупномасштабное агрохимическое и радиологическое обследование почв сельскохозяйственных земель Республики Беларусь: методические указания / И.М. Богдевич [и др.]; под ред. И.М. Богдевича. Минск: Ин-т почвоведения и агрохимии, 2012. 48 с.

Поступила в редакцию 19.03.18

*N.V. Klebanovich, A.L. Kindeev*

#### GEOSTATISTICAL ASSESSMENT OF VARIABILITY OF SOIL PROPERTIES

The role of geostatistical analysis in the study of soil properties is analyzed in the article. The evolution of approaches in the use of geostatistics in geography and in soil science is described; the urgency of the further use of the

geostatistical approach for studying the heterogeneity of soil properties and increasing the efficiency of applied soil use is shown. Based on experimentally obtained data on the acidity of soils in the key sites studied, the application of the geostatistical approach was consistently described. The expediency of preliminary statistical data processing and analysis of the asymmetry and kurtosis parameters is shown. The necessity of using the variography and the importance of the correct choice of mathematical models used in the construction of cartograms are explained. The best methods of interpolation were determined, with the help of which the cartograms of the distribution of acidity were plotted in the investigated sections. This made it possible to determine the degree of inhomogeneity in the distribution of soil properties in different parts of the terrain under different types of land, at different hypsometric levels, and the presence of spatial regularities. It was established how heterogeneous in their properties can be the elementary areas to which fields are divided at agrochemical surveys. At such sizes, without a detailed account of the heterogeneity of the soil, the farms lose a significant amount of material and financial resources due to irrational dosing of fertilizers and meliorants.

*Keywords:* soil, heterogeneity of properties, geostatistics, variation, variography, kriging, interpolation methods, mathematical models, correlation, acidity, radionuclide content, cartogram.

## REFERENCE

1. Krige D.G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand / Krige, Danie G. J. – of the Chem., Metal. and Mining Soc.: South Africa, 1951 № 51(b). P. 119–139.
2. Z.H. Matern. *Osnovy prikladnoy geostatistiki* / ZH. Matern. – Izd. 2-ye – 460 s.
3. Gandin L.S., Kagan R.L. *Statisticheskiye metody interpolyatsii meteorologicheskikh dannykh*. L.: Gidrometeoizdat, 1976. 359 s.
4. Vistelius A.B. *Matematicheskaya geologiya i yeye vklad v fundamental'nyye geologicheskiye razrabotki* / A.B. Vistelius – L., 1986. – 27 s.
5. Vistelius A.B. *Matematicheskaya geologiya: istoriya, sostoyaniye, perspektivy* / A.B. Vistelius – L., 1984. – 53 s.7. Farming systems and soil acidity [Electronic resource] / Agricultural Bureau of South Australia – Mode of access: [http://www.agbureau.com.au/projects/soil\\_acidity/](http://www.agbureau.com.au/projects/soil_acidity/) Date of access: 20.06.2017.
6. Heuvelink G.B.M., Webster R. Modelling soil variation: past, present, and future // *Geoderma*. 2001. № 100. P. 269–301.
7. Farming systems and soil acidity [Electronic resource] / Agricultural Bureau of South Australia – Mode of access: [http://www.agbureau.com.au/projects/soil\\_acidity/](http://www.agbureau.com.au/projects/soil_acidity/) Date of access: 20.06.2017.
8. Olf H.-W. Soil pH maps derived from on-the-go pH- basis for variable lime application under German conditions: concept development and evaluation in field trials / H.-W. Olf, A. Borchert, D. Trautz. – Osnabruck: Nutrition University of Applied Sciences Osnabruck Am Kruempel, 2010 – 10 p.
9. W.J. Sreun'esr. Variability in soil moisture sailing / Sreun'esr W. J. Lone J. J. –, Saskatchewan: Canada Department of Agricultur, 1961. 157 – 164 p.
10. O'Hellonen, I.P. Spatial variability of soil phosphorus as influenced by soil texture and management / I.P. O'Hellonen, R.G. Kachanoski, J.W.B. Stewart // *Can. J. Soil Sci.* – 1985. – P 65. – 475–487.
11. Sulphur behavior in forest soils near the largest SO<sub>2</sub> emitter in northern Europe [Electronic resource] – *Applied Geochemistry*, 2007 – Mode of access <http://edoc.unibas.ch/dok/A5251156>. – Date of access: 20.06.2017.
12. Managing Soil pH for Crop Production [Electronic resource] – Agronomy library – Mode of access: <https://www.pioneer.com/home/site/us/agronomy>. – Date of access: 20.02.2017.
13. I.A. Sakhabyev, S.S. Ryazonov. Issledovaniye prostranstvennoy izmenchivosti svoystv pochv s ispol'zovaniyem geostatisticheskogo podkhoda / I.A. Sakhabyev, S.S. Ryazonov // *Rossiyskiy zhurnal prikladnoy ekologii*. 2015 № 2. – S. 32–37.
14. Dem'yanov V.V., Savel'yeva Ye.A. *Geostatistika: teoriya i praktika* / V. V. Dem'yanov, Ye. A. Savel'yeva ; pod red. R.V. Arutyunyan; In-t problem bezopasnogo razvitiya atomnoy energetiki RAN. M. : Nauka, 2010. 327 s. ISBN 978-5-02-037478-2 (v per.).
15. Dzhongram R.G.G.G., Ter Braak S.Dzh.F., Van Tongeren O.F.R. *Analiz dannykh v ekologii soobshchestv i landshaftov*. M.: RASKHN, 1999. – 306 p.
16. Pannatier Y. *VARIOWIN Software for Spatial Data Analysis* / Y. Pannatier – New York: Springer-Verl., 1996. 91 p.
17. Xiaodong J., Olea R. A., Yu Y.-S. Semivariogram modeling by weighted least squares // *Computers and Geosciences*. 1996. Vol. 22, N 4. P. 387–397.
18. Baykov V., Bakirov N., Yakovlev A. *Matematicheskaya geologiya*. Tom I. – 1-ye izd. – Izhevsk: «Institut komp'yuternykh issledovaniy», 2012. – 227 s.
19. Krupnomasshtabnoye agrokhimicheskoye i radiologicheskoye obsledovaniye pochv sel'skokhozyaystvennykh zemel' Respubliki Belarus': metodicheskiye ukazaniya / I.M. Bogdevich [i dr.]; pod red. I.M. Bogdevicha. – Minsk: In-t pochvovedeniya i agrokhimii, 2012. – 48 s.

Клебанович Николай Васильевич,  
доктор сельскохозяйственных наук, профессор,  
декан географического факультета  
E-mail: n\_klebanovich@inbox.ru

Киндеев Аркадий Леонидович,  
стажер младшего научного сотрудника  
E-mail: AKindeev@tut.by

Белорусский государственный университет  
Географический факультет  
220006, Республика Беларусь, г. Минск,  
ул. Ленинградская, 16

Klebanovich N.V.,  
Doctor of Agriculture, Professor,  
Dean of the Faculty of Geography  
E-mail: n\_klebanovich@inbox.ru

Kindeev A.L.,  
Intern in junior research assistant  
E-mail: AKindeev@tut.by

Belarusian State University Faculty of Geography  
220006, Republic of Belarus, Minsk,  
ul. Leningradskaya 16