

Вариография дискретных почвенных свойств

П. В. Красильников^{1,2}

¹*Институт биологии КарНЦ РАН, Петрозаводск, Россия*

²*Факультет Естественных наук, Национальный Автономный
Университет Мексики, Мехико, Мексика*

Введение

Основной задачей геостатистики в почвоведении было и остаётся увеличение точности почвенно-агрохимических картограмм (Кузякова и др., 2001). В то же время известно, что в ходе обработки пространственно-распределённых данных, особенно на этапе вариографии, можно получить ценную дополнительную информацию о распределении обрабатываемых показателей (Демьянов и др., 1999). Данное положение может вызвать закономерный вопрос: зачем работать с большими массивами неупорядоченных данных, если опытный почвовед может сделать выводы о пространственной структуре территории, используя методологический аппарат географии почв, на основании значительно меньшего числа наблюдений? Необходимость получения подобной информации связана с двумя причинами. Во-первых, многие закономерности пространственного распределения почвенных свойств проявляются в неявной форме и не могут быть выявлены путём непосредственного наблюдения. Во-вторых, на современном этапе почвовед часто вынужден работать с уже существующими массивами данных, не имея возможности и ресурсов для детального полевого исследования территории. Иногда для увеличения эффективности полевых работ желательно иметь заранее рабочую гипотезу, которая может быть выработана на основании геостатистического анализа данных.

Согласно современным концепциям пространственной вариабельности почвенных свойств, значение любого почвенного свойства в каждой точке земной поверхности определяется как сумма трёх факторов: детерминированной факторами почвообразования средней величиной показателя, закономерностью (иногда скрытой) распределения на конкретном участке и стохастической (точнее, псевдостохастической) вариацией свойств (Джогман и др., 1995;

Вебстер, 2006). Строго говоря, любой показатель естественным образом зависит от определённых факторов в силу причинно-следственной связи, и каждое значение в произвольно взятой точке может рассматриваться как жёстко детерминированное. В то же время детерминистское объяснение значений в каждой отдельно взятой точке непродуктивно с практической точки зрения. Фактически подобный подход приводит нас к известному парадоксу «демона Лапласа», гипотетического существа, знающего координаты и скорость каждой частицы в мире, и потому способного предсказывать будущее. Все события в мире детерминированы, но никто не в состоянии учесть и обработать всю информацию, необходимую для точного прогноза. Например, столь часто используемые для иллюстрации теории вероятности кости или монеты падают определённым образом в зависимости от силы и направления броска, но нам проще рассматривать этот процесс как случайный и обрабатывать статистически (Харвей, 1974).

Подобным же образом и распределение почвенных свойств в ряде случаев удобнее рассматривать как стохастическое (Phillips, 1998), особенно если эти свойства не связаны напрямую с современными факторами почвообразования, а зависят от загрязнения и внесения удобрений (Вебстер, 2006), или определяются прошлыми циклами почвообразования (Phillips et al., 1996).

Проиллюстрируем три составляющие вариабельности почв на примере. Предположим, нам необходимо интерполировать значения некоторых показателей (содержания гумуса, кислотности, гранулометрического состава) на некое поле. Для того чтобы узнать детерминированные факторами почвообразования величины, мы должны проанализировать некое статистически значимое количество образцов, и определить средние значения. В то же время значения могут закономерно изменяться, например, по склону или по иному градиенту факторов. Обычно эти изменения не обнаруживаются с первого взгляда, поскольку величины убывают или возрастают неравномерно; в ряде же случаев изменения происходят не по линии, а по более сложной поверхности. В этом случае производится поиск тренда, то есть находится регрессионная зависимость значений от координат. Среднее значение и тренд являются первой, закономерной составляющей вариабельности почвенных

свойств. Вторая составляющая вариабельности не зависит от координат, а связана только с расстоянием между точками отбора образцов (лагом). Эта составляющая исследуется методами геостатистики. Она имеет двойственную природу. С одной стороны, она является закономерной в том смысле, что может быть охарактеризована в терминах пространственной корреляции и соответствующим образом интерпретирована. В то же время прямая интерпретация собственно геостатистических данных обычно затруднительна, и ей предпочитают рассматривать как стохастическую (точнее, псевдостохастическую). Наконец, последняя составляющая является полностью стохастической и не может быть интерпретирована; в геостатистических моделях она выражается наггетом, вариабельностью, не зависящей ни от координат, ни от расстояния между точками. В дальнейшем она не обсуждается.

Игнорирование псевдостохастической составляющей может привести к серьёзным ошибкам при составлении агрохимических картограмм и картограмм загрязнения, поскольку такие параметры, как содержание питательных элементов и веществ-загрязнителей, обычно слабо связаны с легко детектируемыми факторами почвообразования (Вебстер, 2007). В то же время игнорирование закономерного распределения может привести к полностью ошибочным результатам как при составлении картограмм, так и при интерпретации пространственного распределения данных. Опасность заключается в том, что геостатистический подход претендует на определённую независимость от эксперта, то есть считается, что любой специалист, минимально знакомый с методом, независимо от своей квалификации и даже специализации, может получить качественные результаты. В частности, ряд популярных программ (например, SURFER, 1993-1996) использует методы геостатистики в виде «чёрного ящика», выдавая только конечный результат расчётов: картограмму. Понятно, что алгоритмы применения геостатистических методов для продвинутых пользователей (McBratney, Webster, 1986) включают выявление и учёт трендов, и при явной неоднородности исследуемого участка закономерное изменение свойств обычно включается в модель пространственного распределения. Однако в тех случаях, когда явного тренда не обнаруживается, как, например, в случае наличия мозаичной структу-

ры, присутствие закономерной неоднородности может игнорироваться в геостатистических моделях.

Отсюда ясно, что первостепенной задачей при анализе пространственной структуры является правильная интерпретация формы и показателей вариограммы при обработке данных. К настоящему времени накоплен достаточный эмпирический материал, позволяющий выявлять организацию почвенных свойств в пространстве. Как правило, почвенный покров, имеющий явную пространственную структуру, отличается очень высокой дисперсией почвенных свойств, и потому качество вариограмм оказывается значительно ниже, чем для участков со сглаженным распределением данных (Джонгман и др., 1995).

Основное внимание исследователи уделяли выявлению периодичности в структуре почвенного покрова. Очевидно, что для закономерно повторяющихся показателей вариограмма будет иметь периодический характер, причём лаг периода будет кратен характерному размеру структурной ячейки. Р. Вебстер (Webster, 1977) исследовал распределение спектральной отражательной способности Вертисолой Австралии и обнаружил периодичность, связанную с бугорково-западинным микрорельефом, характерным для подобных почв («гильгай»). Н. Г. Гумматов с соавторами (1992) изучали плотность, влажность и ёмкость катионного обмена серой лесной почвы и обнаружили периодичность в распределении данных показателей; эти авторы объяснили наличие колебательной составляющей наличием палеокриогенной блочно-полигональной структуры. Аналогичные результаты были получены Ш. И. Литвак с соавторами (1997), которые исследовали на тех же почвах кислотность и обменные основания; эти авторы также отнесли периодичность распределения почвенных показателей на счёт микрорельефа, связанного с унаследованной древней блочной структурой. Во всех перечисленных случаях исследователи использовали для вариограммы периодическую модель (синусоиду). А. Брюкнер с соавторами (Bruckner et al., 1999) обнаружили периодичность с характерным расстоянием в 1–1,5 м для влажности, кислотности, интенсивности дыхания и скорости минерализации азота в лесных подстилках, однако использовали для вариограммы сферическую модель.

Помимо периодичности, рядом авторов также рассматривалась псевдопериодичность (квазипериодичность), которая на вариограмме выглядит как неполный цикл колебаний, то есть вариограмма имеет обратный наклон (полудисперсия уменьшается при увеличении лага) (Burgess, Webster, 1980; McBratney, Webster, 1981) либо параболическую форму (при росте лага полудисперсия сначала возрастает, а потом падает) (Шеин и др., 2001). Обычно подобное поведение вариограммы рассматривается как индикатор наличия квадратичного тренда. В реальном почвенном покрове квадратичный тренд означает наличия некоего крупного «пятна» с существенно отличными свойствами, чаще всего закономерную смену почв в пределах исследуемого участка (Шеин и др., 2001). В то же время М. Оливер (Oliver, 1987) рассматривает обратный наклон вариограммы как свидетельство нерегулярной периодичности свойств.

Остаётся не вполне ясным вопрос, каким закономерностям пространственного распределения свойств соответствуют линейные модели вариограмм без порога. С одной стороны, существуют простые ситуации, когда неограниченный рост полудисперсии происходит вдоль некоторого градиента, то есть если вариограмма взята по направлению, имеющему линейный тренд (Джонгман и др., 1999). Пример подобного распределения приводится В. П. Самсоновой с соавторами (1999) для кислотности и содержания калия в дерново-подзолистой почве, где удобрения вносились неравномерно вдоль поля. Линейный тренд по направлениям может возникать и из-за закономерного различия двух блоков исследуемого участка: П. Гувертс (Goovaerts, 1998) обнаружил линейную форму вариограммы по одному из направлений в связи с тем, что на одно поле вносились известковые удобрения, а на другое – нет. В то же время в литературе описаны и более сложные случаи. Например, каменистость почв давала линейную форму вариограмм по направлениям в исследовании Бургеса и Вебстера (Burgess, Webster, 1980), однако удаление трендов не изменило формы вариограмм. Любопытную интерпретацию линейной формы вариограммы предложил Барроу (Burrough, 1983; см. также Геоestatистика ... , 2007). Если предположить, что вариабельность почв имеет ту же природу, что и броуновское движение, то распределение свойств

почв имеет фрактальный характер. Линейная форма вариограммы отражает частный случай фрактального распределения свойств (Рис.1) при фрактальной размерности $D=1,5$. При более высоких или низких значениях фрактальной размерности вариограмма моделируется степенной функцией, при $D=1$ она вырождается в линию, параллельную оси X («чистый наггет» или белый шум), а при $D=2$ превращается в параболу.

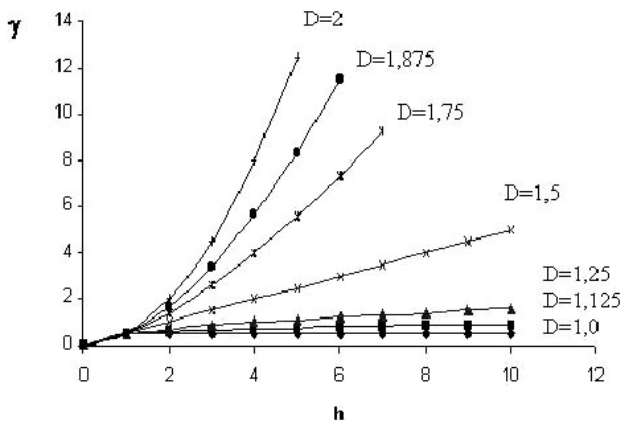


Рис.1. Вариограммы фрактально распределённых данных (одномерный случай) в зависимости от величины фрактальной размерности

В то же время существуют серьёзные сомнения в том, что распределение почвенных свойств действительно имеет фрактальный характер (Вебстер, 2006). Сам Барроу (Burrough, 1983) указывал, что бесконечное увеличение дисперсности связано скорее не с фрактальной, а с гнездовой структурой почвенного покрова.

Краткую сводку интерпретации моделей вариограмм приводит Джонгман с соавторами (1999). На основании анализа множества пространственно-распределённых данных они указывают, что сигнал с резкими границами на регулярных расстояниях в одномерном случае (например, данные по трансекте) лучше всего описывается линейной моделью с порогом, подобный же регулярный сигнал в двумерном случае либо сигнал на нерегулярных расстояниях – сфе-

рической моделью, сигнал с резкими изменениями на всех расстояниях – экспоненциальной, сигнал с линейным трендом – линейной моделью без порога, периодический сигнал – периодической же вариограммой, белый шум – «чистым наггетом», а плавно варьирующий сигнал – гауссовой моделью. В подобной группировке может быть не вполне очевидно, чем отличаются сигналы с резкими границами и периодические сигналы; авторы (Джонгман и др., 1999) рассматривают как сигналы с резкими границами изменения свойств на нерегулярные величины, а как периодические – плавно варьирующие сигналы с фиксированной амплитудой. Следует заметить, что указанные авторы рассматривают уже модели вариограмм, которые, разумеется, сильно сглажены по сравнению с экспериментальными вариограммами. В ряде случаев при подборе модели часть информации теряется, особенно если количество моделей в геостатистических программах ограничено (например, см. Pannatier, 1996).

Для того чтобы обнаруживать определённые структуры в распределении почвенных свойств, надо чётко представлять, как выглядят экспериментальные вариограммы при том или ином пространственном распределении данных. В этом случае интерпретацию вариограмм может существенно облегчить моделирование идеальных распределений данных на двумерной поверхности и анализ экспериментальных вариограмм, полученных на их основании. Мы предприняли попытку рассмотреть, как отражаются в форме экспериментальных вариограмм некоторые модельные распределения. Рассматривались модели «шахматная доска», «пятно» и фрактальная модель. Для геостатистической обработки, построения экспериментальных вариограмм и (в отдельных случаях) их моделей использовались пакеты программ Variowin (Pannatier, 1996) и Genstat (2002 – оценочная версия).

«Шахматная доска»

Рассмотрим простейший вариант периодического чередования свойств на двумерной поверхности в варианте «шахматная доска». Эта двухкомпонентная модель отражает гипотетический почвенный покров, в котором через равные расстояния некое свойство принимает фиксированные значения x и y . Для простоты присвоим им численные значения 1 и 2, соответст-

венно. Почвенный покров считаем изотропным, то есть чередование значений происходит с той же периодичностью во всех направлениях. Данной модели соответствует большое количество реальных распределений почвенных свойств, например, в ландшафтах с явно выраженной периодичностью почвенного покрова, в частности, в полигональных тундрах, в зонах с распределением влаги, солей или иных компонентов по микрорельефу и так далее. Также при анализе почвенного покрова в более мелком масштабе многие ландшафты будут показывать закономерную периодичность, связанную с мезорельефом и эрозионными процессами. Очевидно, что очень редко реальный почвенный покров будет строго периодичен, ещё реже следует ожидать его изотропности, и крайне маловероятно, чтобы в каждом из двух компонентов какое-либо свойство принимало фиксированное значение. Однако все эти отклонения от идеальной модели будут только сглаженными вариантами той же самой модели.

Представим, что образцы отбирались в центре каждого полигона на «шахматной доске» 15×15 с шагом, соответствующим периодичности изменения свойств (225 экспериментальных точек). Как известно (Wackernagel, 2003), для геостатистического анализа достаточным считается 150 точек отбора образцов. При моделировании используем шаги, соответствующие разным лагам, как меньшим, чем шаг отбора, так и большим. При величине лага 0,5 экспериментальная вариограмма представляет собой облако точек со значениями дисперсий от 0 до 0,4 (Рис. 2а).

Когда исследователь сталкивается с подобным распределением точек на практике, обычно делается вывод о неупорядоченном распределении свойств («белый шум»). И действительно, единственно пригодная модель вариограммы в данном случае представляет собой линию, почти параллельную оси X , то есть модель «чистого наггета». Периодичность, разумеется, может быть выявлена в этом случае, однако не несёт существенной полезной информации; достаточно хорошо читается, если точки соединены, однако подбор периодической модели затруднителен. При лаге равном единице (Рис. 2б) происходит дальнейшее уменьшение размаха дисперсии до диапазона 0,15 – 0,35 и периодичность присутствует в явном

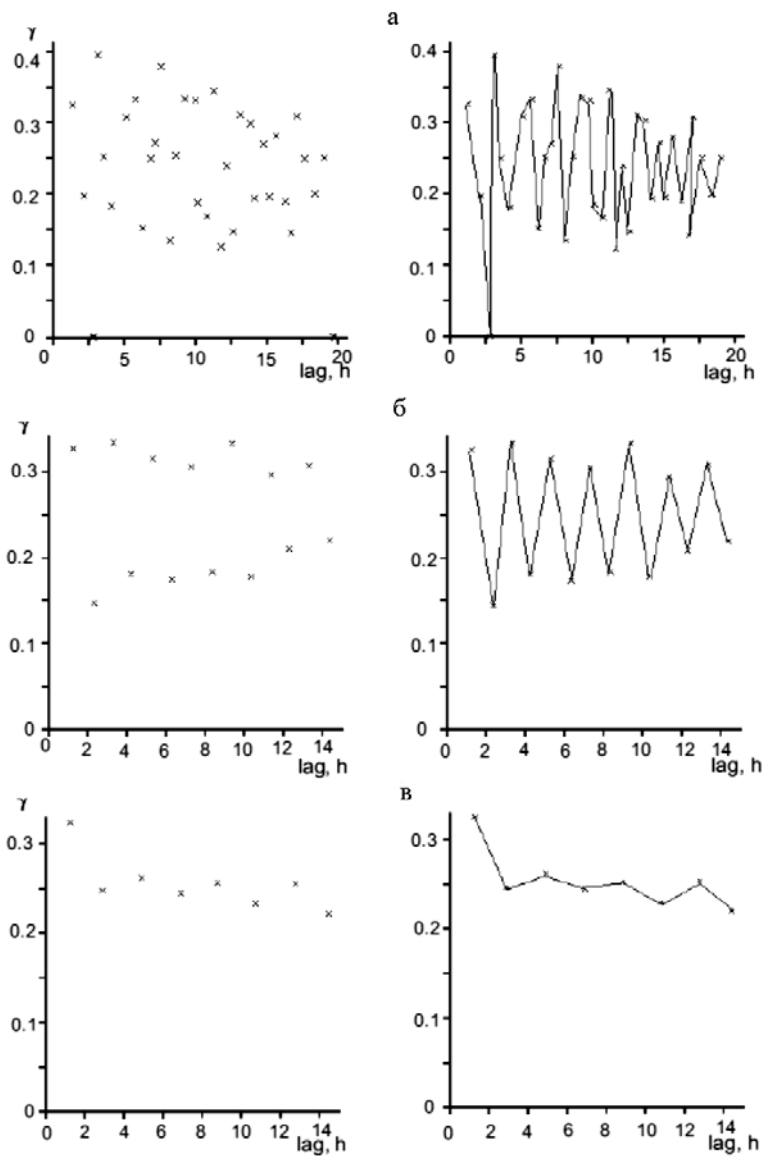


Рис. 2. Экспериментальные вариограммы модели «шахматная доска»
(в правой колонке точки для наглядности соединены):
а – шаг 0,5; б – 1,0; в – шаг 2,0

виде. В этом случае возможен подбор периодической модели. При увеличении лага до 2 (Рис. 2 в) происходит дальнейшее сглаживание данных. Точки, распределённые подобным образом, обычно на практике моделируются с помощью линейной вариограммы. Интересно заметить, что в этом случае линейная вариограмма имеет обратный наклон.

Таким образом, в случае обнаружения сильного разброса экспериментальных точек всегда следует предполагать возможность периодической пространственной структуры. При моделировании подобное распределение описывается линейной моделью с обратным наклоном или же моделью «чистого наггета» (линия параллельна оси X). Периодическая модель может быть успешно подобрана только в случае, если лаг соответствует характерному расстоянию изменения показателя в пространстве. Поэтому при интерпретации данных, характеризующихся линейной моделью без наклона или с обратным наклоном полезно попытаться изменить лаг при построении экспериментальной вариограммы. В том случае, если при неком лаге удастся успешно применить периодическую модель, следует заключить, что пространственное распределение данных имеет регулярный характер с периодом, приблизительно соответствующим лагу.

Как уже отмечалось, в реальном почвенном покрове довольно редко отмечаются резкие периодические изменения показателей, обычно их смена происходит более гладко. Поэтому мы также смоделировали подобную ситуацию. Это несколько усложнённая, трёхкомпонентная версия той же «шахматной доски», в которой смена показателей идёт по клеткам в следующей последовательности: 1–2–3–2–1 и так далее.

Как и ожидалось, экспериментальные вариограммы для «сглаженной шахматной доски» оказались сходными с таковыми для обычного двухкомпонентного периодического распределения (Рис. 3). Абсолютные значения дисперсии в этом случае больше (за счёт большей разницы между минимальными и максимальными значениями), размах же дисперсии значительно ниже, чем для простой «шахматной доски». Таким же образом при совпадении лага с характерным размером полигона ва-

риограмма может быть создана при помощи периодической модели. В остальных случаях единственно возможной моделью будет линейная с обратным наклоном или параллельная оси X.

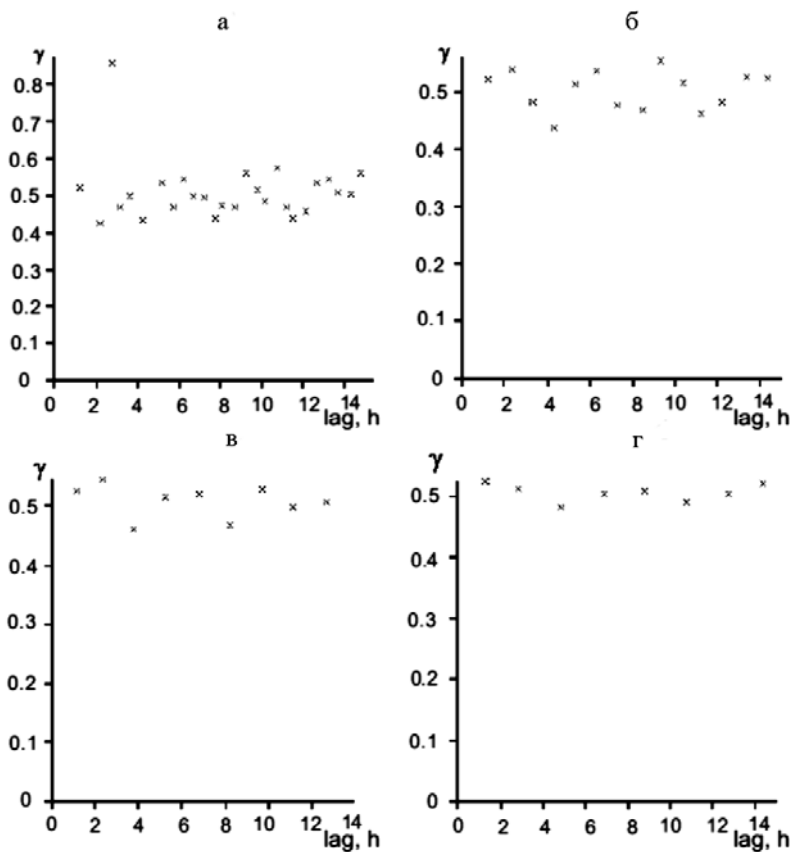


Рис. 3. Экспериментальные вариограммы модели «сглаженная шахматная доска»: а – шаг 0,5; б – шаг 1,0; в – шаг 1,5; г – шаг 2,0

Эффект пятна

Эффект пятна, называемый также «эффектом дырки» – «hole effect» (Oliver, 1987), описывает относительно однородную поверхность, на которой выделяется некоторая область или области, существенно отличающиеся от фона. Термин «эффект дырки», помимо своей неблагозвучности, не используется нами потому, что ряд авторов под «hole effect» понимают резкое периодическое изменение свойств в пространстве (Джонгман и др., 1999). В последнем случае для описания пространственного распределения свойств может использоваться линейная или периодическая модель, в то время как при наличии пятна говорят о квазипериодичности.

Мы рассмотрели простейший случай двухкомпонентной системы на примере однородного участка 15x15, на котором имеется пятно размером 9x9, смещённое к краю участка. Фоновые значения были приняты за 1, значения в пределах пятна за 2.

Как и описывалось ранее для квазипериодических моделей, распределение точек на экспериментальной вариограмме указывает на наличие квадратичного тренда: значения дисперсии сначала возрастают с увеличением лага, а затем убывают (Рис. 4). Асимметрия связана с тем, что пятно расположено не строго в центре участка. Форма вариограммы практически не зависит от величины шага, использованного для вариографии. Вариограммы достаточно хорошо моделируются с помощью стандартных функций, таких как экспоненциальная или гауссова модель (Рис. 4г). Следует отметить, что подобная форма экспериментальной вариограммы может быть результатом и линейной смены почв, если вариограмма берётся по направлению, перпендикулярному почвенной границе.

В случае обнаружения подобного распределения оптимальным будет выявить и описать квадратичный тренд и на его основании судить о закономерностях пространственного распределения данных.

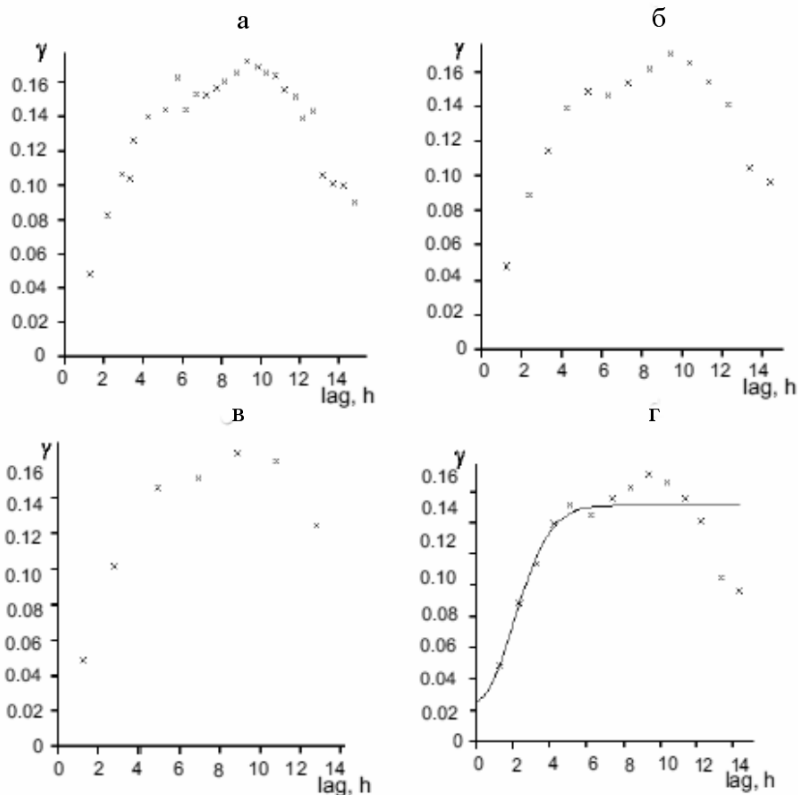


Рис. 4. Экспериментальные вариограммы распределения с эффектом пятна: а – шаг 0,5; б – шаг 1,0; в – шаг 1,5; г – шаг 2,0

Фрактальная модель

Фрактальные модели вызывают более всего дискуссий при интерпретации структурной организации почвенных свойств. Выше обсуждались теоретические предпосылки, позволяющие интерпретировать бесконечный рост дисперсии (линейная или степенная модель) с увеличением лага как фрактальность почвенных свойств. Однако, как также отмечалось, не вполне ясно, насколько эти математические выкладки согласуются с реальностью. Для интерпретации фрактальной природы почвен-

ного покрова надо ясно понимать, какой физический смысл имеет фрактальность для почв. Собственно говоря, говоря о фрактальности почвенного покрова, обычно имеют в виду наличие в структуре почвенного покрова неких структурных элементов разной размерности, имеющих признаки самоподобия. Это может относиться как к качественным, так и к количественным почвенным характеристикам. Например, почвенный покров в ландшафтах с западинами разной размерности будет демонстрировать некоторые признаки фрактала. Значит ли это, что с увеличением лага будет возрастать и дисперсия? Это сомнительно, поскольку увеличение размерности отнюдь не всегда приводит к увеличению отличия свойств объекта от фоновых. Подобная ситуация, однако, возможна, и будет рассмотрена ниже.

Для прояснения ситуации мы попробовали смоделировать фрактальное распределение свойств в почвах. Как образец была выбрана классическая фрактальная модель – «коврик Серпиньского» (Рис. 5). Этот коврик имеет фрактальную размерность менее двух, но более единицы. Мы приняли значения в «дырках» за 2, а фона – за 1.

Очевидно, что использованная нами модель не является фракталом в строго математическом понимании: фрактал бесконечно самоподобен как с увеличением, так и с уменьшением масштаба. Однако очевидно, что данная модель имеет право на существование, поскольку её «не полная фрактальность» вполне соответствует той ситуацией, с которой мы сталкиваемся на практике. Во-первых, реальные природные объекты почти никогда не проявляют фрактальность в математическом смысле, а имеют лишь элементы фрактальной структуры: дерево не имеет корней сколь угодно высоких порядков, река не разветвляется до бесконечности и т. д. Во-вторых, при практических исследованиях природы мы вынуждены, так или иначе, ограничивать масштаб работы определёнными рамками. Поэтому подобный трёхуровневый фрактал вполне может быть использован как модель фрактального распределения почвенных свойств.

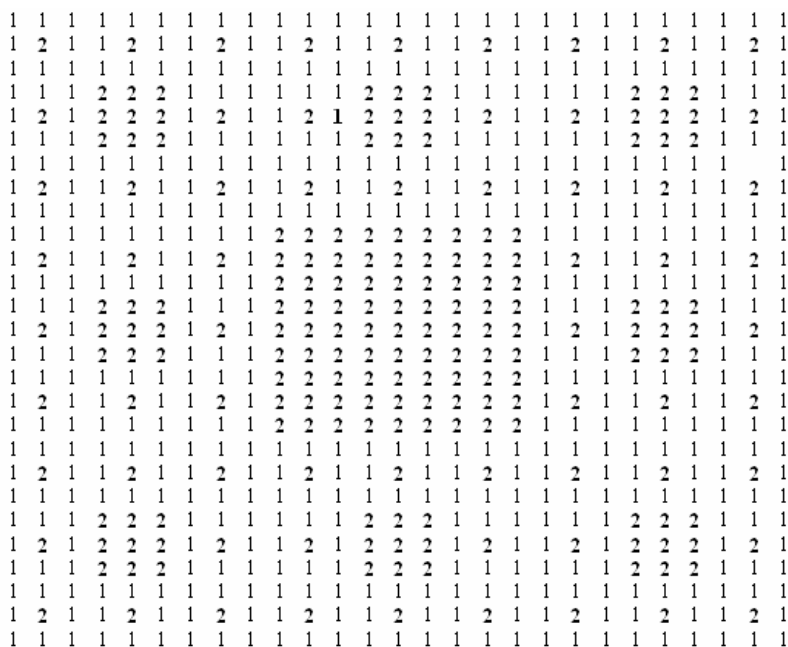


Рис. 5. Схема фрактальной модели «коврик Серпиньского»

В результате мы получили экспериментальные вариограммы для нашего неполного фрактального распределения данных. Обнаружилось, что экспериментальные вариограммы не имеют тенденции бесконечного роста по линейной или степенной функции. Напротив, дисперсия увеличивалась до определённого предела, а затем резко уменьшалась (Рис. 6). Фактически экспериментальная вариограмма повторяет квазипериодическую модель, которая отвечает распределению данных с «эффектом пятна». Что неудивительно, поскольку самый крупный элемент фрактала и представляет собой пятно значений, отличных от фоновых. По сравнению с квазипериодической моделью фрактал даёт некоторую вторичную периодичность распределения (которая, очевидно, может быть выявлена при удалении квадратичного тренда), что связано с наличием пятен второго и третьего порядка размерности.

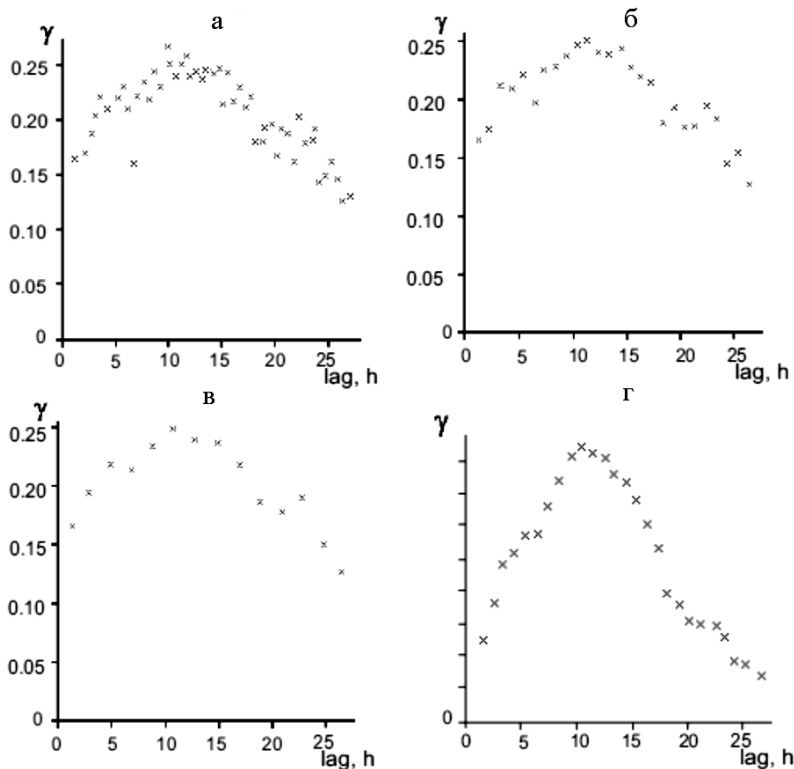


Рис. 7. Экспериментальные вариограммы фрактального распределения: а – шаг 0,5; б – шаг 1,0; в – шаг 2; г – «коврик Серпиньского» с фактором размерности, шаг 1

Для проверки гипотезы о том, что фрактальность проявляется в почвенном покрове при изменении показателей с увеличением размерности, мы несколько усложнили модель. Самые крупные элементы (квадрат в центре) получили значения равные 4, квадраты второго порядка – 3, а квадраты третьего порядка – 2. Таким образом, был учтён фактор размерности: более крупные элементы участка больше отличались от фоновых значений, чем мелкие. Экспериментальная вариограмма показала ещё более явный квазипериодический характер (Рис. 6г). Это объясняется тем, что контраст-

ность самого крупного пятна, наличие которого и приводит к квазипериодичности распределения, возрастает.

Экспериментальные вариограммы как по обычному «коврику Серпиньского», так и по его аналогу с учётом фактора размерности, могут быть успешно аппроксимированы стандартными моделями, например, Гауссовой (Рис. 7). В то же время возможно и проведение «послойной» интерпретации путём поиска квадратичного тренда, его дальнейшего удаления, а затем выявления разномасштабной периодичности вариограммы. Следует отметить, что для реального почвенного покрова, скорее всего, подобные операции будут затруднительны, поскольку строго периодического фрактального распределения в природе не существует. Интерпретация же данных на основании нечёткой периодичности вполне может привести к неоправданным спекуляциям.

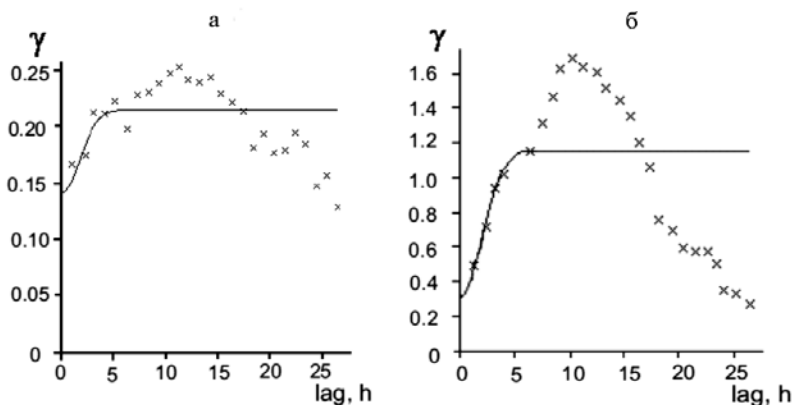


Рис. 8. Гауссовы модели вариограмм для фрактального распределения свойств (лаг равен 1): а – обычный «коврик Серпиньского»; б – «коврик Серпиньского» с фактором размерности

Подытоживая, можно сказать, что фрактальное распределение отнюдь не приводит к теоретически ожидаемому бесконечному росту дисперсии с увеличением лага. Поэтому к данным о «фрактальной размерности» почвенного покрова следует относиться с большой осторожностью.

Выводы

1. Вариография позволяет сделать предварительные выводы о пространственной структуре отдельных почвенных свойств и предложить рабочую гипотезу для дальнейшего изучения почвенного покрова; в частности, на основе вариографии можно судить о мозаичности (периодичности) и отчасти о фрактальной структуре распределения почвенных свойств, наличии крупных массивов со свойствами, отличными от фоновых.
2. Наличие мозаичности (периодичности) почвенных свойств по типу «шахматной доски» обычно читается как «белый шум» и отсутствие пространственной корреляции данных. Однако при правильно подобранном шаге подобное распределение описывается периодической моделью. Рекомендуется при обнаружении данных, описываемых только линейными моделями, параллельными оси X или с обратным наклоном, попробовать найти лаг, соответствующий характерному размеру полигона. Косвенным свидетельством наличия мозаичной структуры служит резкое уменьшение диапазона разброса дисперсии при увеличении лага.
3. При наличии массива данных, отличающихся от фоновых («пятна»), то есть наличия квазипериодичности, экспериментальная вариограмма сначала возрастает с увеличением лага, а потом убывает. В этом случае рекомендуется подобрать квадратичный тренд, который может описать распределение данных.
4. При наличии элементов фрактальной структуры экспериментальная вариограмма имеет ту же форму, что и при квазипериодичном распределении, поскольку самый крупный компонент фрактала включается в модель как пятно. Если после удаления тренда вариограмма имеет явную периодичность, это может свидетельствовать о фрактальном характере распределения данных.

Литература

- Вебстер Р. Почвоведение и геостатистика // Геостатистика и география почв. М.: Наука, 2007. С. 8-18.
- Гумматов Н.Г., Жиромский С.В., Мироненко Е.В., Пачепский Я.А., Щербаков Р.А. Геостатистический анализ пространственной изменчивости водоудерживающей способности серой лесной почвы // Почвоведение, 1992, № 6, с. 52-62.

- Демьянов В.В., Каневский М.Ф., Савельева Е.А., Чернов С.Ю. Вариография: исследование и моделирование пространственных корреляционных структур // Проблемы окружающей среды и природных ресурсов. Обзорная информация. Выпуск № 11. М.: ВИНТИ, 1999. С. 33-54.
- Джонгман Р.Г.Г., Тер Браак С.Дж.Ф., Ван Тонгерен О.Ф.Р. Анализ данных в экологии сообществ и ландшафтов. Пер. с англ. под ред. А. Н. Гельфана, Н. М. Новиковой, М. Б. Шадринной. М.: РАСХН, 1999. 306с.
- Дмитриев Е.А. Математическая статистика в почвоведении. М.: Изд-во МГУ, 1995. 318 с.
- Кузякова И.Ф., Романенков В.А., Кузяков Я.В. Метод геостатистики в почвенно-агрохимических исследованиях // Почвоведение, 2001. № 9. С. 1132-1139.
- Литвак Ш.И., Шевцова Л.К., Романенков В.А., Явтушенко В.Е., Варламов В.А. Агроэкологический полигон – новая форма агрохимического полевого эксперимента // Агрохимия, 1997, № 5, с. 89-95.
- Самсонова В.П., Мешалкина Ю.Л., Дмитриев Е.А. Структуры пространственной вариабельности агрохимических свойств пахотной дерново-подзолистой почвы // Почвоведение, 1999, № 11, с. 1359-1366.
- Фридланд В.М. Структуры почвенного покрова мира. М.: Мысль, 1984. 235 с.
- Харвей Д. Научное объяснение в географии. М.: Прогресс, 1974. 502 с.
- Шейн Е.В., Иванов А.Л., Бутылкина М.А., Мазиров М.А. Пространственно-временная изменчивость агрофизических свойств комплекса серых лесных почв в условиях интенсивного сельскохозяйственного использования // Почвоведение, 2001, №5, с. 578-585.
- Bruckner A., Kandeler E., Kampichler C. Plot-scale spatial patterns of soil water content, pH, substrate-induced respiration and N mineralization in a temperate coniferous forest // Geoderma, 1999, vol. 93, p. 207-223.
- Burrough P.A. Multiscale sources of spatial variation in soil. II. A non-Brownian fractal model and its application in soil survey // J. Soil Sci., 1983, v. 34, p. 599-624.
- GenStat. Sixth Edition. Version 6.2.0.235. Lawes Agricultural Trust (Rothamsted Experimental Station), 2002.
- Goovaerts P. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties // Biol. Fertil. Soils, 1998, vol. 27, p. 315-334.
- McBratney A.B., Webster R. Spatial dependence and classification of the soil along a transect in Northeast Scotland // Geoderma, 1981, vol. 26, p. 63-82.
- McBratney A.B., Webster R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates // J. Soil Sci., 1986, vol. 37, p. 617-639.

- Oliver M.A. Geostatistics and its application to soil science // Soil use and management, 1987, vol. 3, p. 8-20.
- Pannatier Y. VARIOWIN: Software for Spatial Data Analysis in 2D. Springer-Verlag, New York, NY, 1996.
- Phillips J.D. On the relations between complex systems and the factorial model of soil formation (with Discussion) // Geoderma, 1998, vol. 86, p. 1-42.
- Phillips J.D., Perry D.C., Garbee A.R., Carey K., Stein D, Morde M.B., Sheehy J.A. Deterministic uncertainty and complex pedogenesis in some Pleistocene dune soils // Geoderma, 1996, vol. 73, p. 147-164.
- SURFER Version 6.02 software. Copyright © 1993-1996. Golden Software, Inc.
- Wackernagel H. Multivariate Geostatistics. An Introduction with Applications. 3rd ed. Berlin-Heidelberg-New York: Springer-Verlag, 2003. 387 p.17-639.
- Webster R. Spectral analysis of gilgai soil // Australian Journal of Soil Research, 1977, vol. 15, p. 191-204.
- Webster R. Is soil variation random? // Geoderma, 2000, vol. 97, p. 149-163.