



005003273

На правах рукописи

Сидорова Валерия Александровна

**ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ  
ПРОСТРАНСТВЕННОЙ НЕОДНОРОДНОСТИ  
СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННЫХ ПОЛЕЙ  
ДЛЯ ЦЕЛЕЙ ТОЧНОГО ЗЕМЛЕДЕЛИЯ**

Специальность 06.01.03. – агрофизика

**- 1 ДЕК 2011**

Автореферат диссертации на соискание ученой степени  
кандидата сельскохозяйственных наук

Петрозаводск - 2011

Работа выполнена в лаборатории Экологии и географии почв Учреждения Российской академии наук Институт биологии Карельского научного центра РАН

**Научный руководитель:**

доктор физико-математических наук,  
профессор

Жуковский Евгений Евсеевич

**Официальные оппоненты:**

доктор сельскохозяйственных наук

Комаров Андрей Алексеевич

доктор биологических наук, доцент

Самсонова Вера Петровна

**Ведущая организация:**

ГНУ Почвенный институт им. В.В. Докучаева Россельхозакадемии

Защита состоится «21» декабря 2011 г. в 15-00 на заседании диссертационного совета Д006.001.01 при ГНУ Агрофизический научно-исследовательский институт Россельхозакадемии по адресу:  
195220, г. Санкт-Петербург, Гражданский пр., 14,  
тел./факс: (812) 534-19-00

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке Агрофизического научно-исследовательского института

Автореферат разослан «15» ноября 2011 г.

Ученый секретарь

диссертационного совета

доктор биологических наук



Е.В. Канаш

## ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

**Актуальность работы:** Проблема пространственной вариабельности почвенных свойств до недавнего времени представляла лишь теоретический интерес, так как, с одной стороны, ее изучение требовало слишком больших затрат (как временных так и финансовых), связанных с получением первичной информации, а с другой – не существовало значительно практической потребности в подобной информации. Однако сегодня ситуация изменилась. В 90-е годы 20-го столетия возникло новое направление в развитии агротехнологий – «точное земледелие», обязанное своим появлением внедрением в сельскохозяйственное производство новейших достижений вычислительной техники, информационных систем и систем глобального позиционирования (Якушев, 2002; Якушев, Полуэктов, Смолар и др., 2001, 2002).

Внедрение точного земледелия в практику предполагает получение подробной информации о конкретном поле. Пространственное варьирование почвенных и агрохимических характеристик должно быть задокументировано и «увязано» с урожайностью.

Возможность обработки данных по природным объектам с пространственно распределенными характеристиками предоставляет геостатистика. Применение геостатистики в почвоведении обеспечивает количественное описание пространственной изменчивости почвы, повышает точность оценок почвенных свойств при интерполяции данных и построении картограмм, а также служит основой для планирования рационального отбора почвенных проб (Кузякова, Романенков, Кузяков, 2001; Goovaerts, 1999; Oliver, Webster, 2001).

**Целью настоящей диссертационной работы** являлось исследование возможностей и эффективности использования методов геостатистики для изучения и последующего оптимального картирования пространственной неоднородности сельскохозяйственных полей как важнейшему этапу перехода к точному земледелию. В соответствии с указанной целью в работе были поставлены следующие задачи:

1. Исследовать влияние антропогенных воздействий на пространственную неоднородность почвенных характеристик.

2. Изучить связь между масштабом объекта исследования (делянка, поле, хозяйство) и параметрами варнограммных функций, определяющих статистические закономерности пространственного варьирования изучаемых почвенных характеристики. Обосновать выбор оптимальной схемы и шага пробоотбора в соответствии с результатами выполненного анализа.

3. Применительно к опыту по точному земледелию на Меньковской опытной станции, исследовать внутривидовую вариабельность важней-

ших почвенных показателей, характеристик урожайности, а также параметров качества зерна, выявить статистические закономерности пространственные распределения исследуемых параметров.

4. Изучить статистическую структуру пространственного распределения характеристик посева и урожайности (пшеницы) с целью установления возможностей их картирования при различных вариантах агротехнологий, включая технологию точного земледелия.

**Материалы и методы исследования.** Объектом исследования служили поля стационара Института биологии КарНЦ РАН в пос. Гомсельга (Кондопожский район, респ. Карелия), ЗАО «Эссоила» на Корзинской низине (Пряжинский район, респ. Карелия), а также поля Меньковского филиала Агрофизического НИИ Россельхозакадемии (Гатчинский район, Ленинградская область). Данные экспериментов по точному земледелию были любезно предоставлены диссертанту сотрудниками отдела Математического моделирования и информационных систем АФИ. Все остальные образцы были отобраны автором самостоятельно и проанализированы в лаборатории Экологии и географии почв ИБ КарНЦ РАН.

Для всех изучаемых параметров были рассчитаны основные статистические характеристики и проведен регрессионный анализ. Закономерности пространственной вариабельности исследовались с помощью методов геостатистики (Демьянов, Савельева, 2010; Кузякова, Романенков, Кузяков, 2001; Burgess, Webster, 1980). Для расчета и построения вариограмм использовался пакет программ Variowin (Pennatier, 1996), а для построения картограмм пространственного распределения по предсказанным значениям – пакет SURFER Version 6.02 software (Copyright © 1993-1996, Golden Software, Inc.).

#### **Основные защищаемые положения**

1. Антропогенные воздействия (обработка почвы, внесение удобрений) существенно влияют на пространственное распределение почвенных свойств.

2. Частота (масштаб) отбора почвенных проб влияет на расчетные характеристики пространственной структуры варьирующих характеристик.

3. Большинство почвенных характеристик обладает достаточно сильной внутренней связностью и может успешно картироваться с помощью кригинг-процедур, реализующих процесс статистически оптимальной интерполяции при построении агрохимических картограмм сельскохозяйственных полей.

4. Характеристики посева и качества урожая имеют существенно меньшую пространственную коррелированность и построение картограмм этих характеристик хотя и возможно, но с меньшей точностью.

5. Существуют достоверные отличия пространственной изменчивости урожайности пшеницы при различной интенсивности агротехнологий. Основные изменения в варьировании урожайности на контрольном участке и на участке с «хозяйственным» вариантом агротехнологии происходят на малых расстояниях.

6. Существует хорошо выраженная пространственная структура с сильной или средней пространственной зависимостью, связанная с направлением движения комбайна.

**Научная новизна.** В работе впервые детально изучены возможности и показана эффективность использования методов геостатистики для изучения пространственной структуры почвенных характеристик, а также характеристик урожайности и качества урожая в связи с задачами точного земледелия.

**Прикладное значение работы.** Результаты выполненных исследований могут быть использованы для обоснования рациональных схем сбора данных, оценки пространственной неоднородности сельскохозяйственных полей и оптимального картирования при разработке и реализации технологий точного земледелия.

**Апробация и внедрение.** Результаты исследований докладывались на юбилейных конференциях Института биологии КарНЦ РАН и Карельского научного центра РАН (Петрозаводск, 2003, 2006), Международной научно-практической конференции «Роль почв в сохранении устойчивости ландшафтов и ресурсосберегающее земледелие» (Пенза, 2005), Всероссийской конференции «Экспериментальная информация в почвоведении: теория и пути стандартизации» (Москва, 2005), Докучаевских молодёжных чтениях (Санкт-Петербург, 2000, 2005), Всероссийских делегатских съездах Докучаевского общества почвоведов (Суздаль, 2000, Новосибирск, 2004, Ростов-на-Дону, 2008), Международных конференциях GeoENV (Франция, 2000, Бельгия, 2010), конференциях рабочей группы по педометрике международного общества почвоведов (Бельгия, 2001, Великобритания, 2003, Чехия, 2011), Международной конференции «География почв: новые горизонты» (Мексика, 2009), 17-м Всемирном почвенном конгрессе (Таиланд, 2002).

В законченном виде работа апробирована в виде докладов на расширенном заседании лаборатории Экологии и географии почв Института биологии Карельского научного центра РАН и Карельского регионального отделения всероссийского общества почвоведов им. В.В. Докучаева.

Результаты выполненных исследований были практически использованы и включены в Методическое пособие «Вариограммный анализ пространственной неоднородности сельскохозяйственных полей для целей точного земледелия» (АФИ, 2010).

**Объем работы.** Диссертация состоит из Введения, 5 основных глав, Заключения, списка использованных литературных источников, включающего 179 наименований, из них 94 на иностранных языках, 4 Приложений. Работа изложена на 129 страницах, включает 32 рисунков и 13 таблиц.

**Благодарности:** автор выражает благодарность руководству и сотрудникам Агрофизического института, оказавшим большую помощь в подготовке и написании диссертационной работы, сотрудникам отдела Математического моделирования и информационных систем АФИ РАСХН за предоставленные данные экспериментов по точному земледелию, и конкретно – к.б.н. Лекомцеву П.В. и к.т.н. Якушеву В.В. за консультации. А также сотрудникам лаборатории Экологии и географии почв Института биологии Карельского научного центра РАН, ее заведующему д.б.н. Красильникову П.В. за помощь и поддержку в процессе написания работы и старшему агрохимику Деминой Г.И. за помощь в проведении анализов.

## СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

### Введение

Во введении обоснована актуальность диссертации, сформулированы цель и задачи исследования, описана научная новизна и практическая ценность работы.

### Глава 1. Основные понятия геостатистики и ее применение для описания пространственной неоднородности сельскохозяйственных территорий

Глава 1 включает четыре части.

В первой части обсуждаются различные толкования термина «неоднородность», дается анализ причин формирования пространственной неоднородности почв (Дмитриев, 1988; Григорьев, 1970; Рац, 1973; Розанов, 1983; Фридланд, 1972).

Во второй части приводится обзор методов анализа и обработки пространственно – распределенных данных (детерминистические и геостатистические методы), объясняются основные понятия геостатистики (Демьянов, Савельева, 2010; Матерон, 1968; Джонгман, Тер Браак, Ван Тонген, 1999; McBratney, Webster, 1986).

Основным геостатистическим понятием и инструментом анализа является вариограмма – график, описывающий зависимость среднего квадрата разности значений показателя (дисперсии) от расстояния между точ-

ками, где этот показатель был измерен. Вариограмма характеризуется рядом параметров. Уровень, являющийся теоретическим максимумом вариограммы, называется порогом или пороговой дисперсией. Расстояние, при котором этот максимум достигается, называется рангом или диапазоном скоррелированности. Точки, расположенные на меньших расстояниях, являются пространственно зависимыми, в то время как точки, расположенные на больших расстояниях считаются взаимонезависимыми, то есть статистически равноценными. Степень пространственной зависимости (или связности) определяется отношением «нагетт»-варьирования (к нему относится варьирование на расстояниях меньших, чем шаг опробования и варьирование связанное с аналитической ошибкой) к порогу.

Помимо разъяснений используемой терминологии, в этой части приводятся основные критерии и индексы, используемые для сравнения известных и полученных с помощью различных методов значений (Демьянов, Савельева, 2010; Gotway, Ferguson, Hergert et al., 1996; Schloeder, Zimmerman, Jacobs, 2001; Utset, López, Díaz, 2000; Voltz, Webster, 1990).

В третьей части Главы 1 рассматриваются основные задачи, решаемые в рамках геостатистических моделей при исследовании почвенной неоднородности (Иванникова, Мироненко, 1988; Кузякова, Кузяков, 1997; Мешалкина, 2001; Самсонова с соавт., 2005, 2006, 2007, 2010; Шенин, Иванов, Бутылкина и др., 2001; Bourennane, Nicoullaud, Couturier et al., 2004; Boyer, Wright, Feldhake et al., 1996; Cambardella, Karlen, 1999; Cassel, Wendroth, Nielsen, 2000). Особое внимание уделено возможностям применения геостатистических методов в точном земледелии (Якушев, Жуковский, Кабанец и др., 2010; Якушев, Жуковский, Якушев 2009; Bullock, Bullock, 2000; VanMeirvenne 2003).

В четвертой части обсуждаются вопросы, связанные с выбором оптимальной сети пробоотбора (Матерон, 1968; Burgess, Webster, McBratney, 1981; Marchant, Lark, 2007; McBratney, Webster, 1983; Webster, Oliver, 1992).

## **Глава 2. Влияние антропогенных воздействий на пространственную неоднородность почвенных характеристик**

Во второй главе изучается влияние антропогенных воздействий на вариабельность почвенных факторов.

Констатируется, что пространственное варьирование свойств почв на любом сельскохозяйственном угодье есть результат совокупного действия естественных процессов и практики землепользования.

Обзор выполненных исследований показывает, что изменение варьирования различных почвенных показателей при окультуривании земель

происходит достаточно сложным образом. Некоторые параметры уменьшают варьирование за счёт гомогенизации участка. Другие параметры в основном зависят от внесения удобрений и увеличивают свое варьирование при окультуривании земель (Самсонова, Мешалкина, Дмитриев, 1999; Стрелкова, Марченкова, Перевозчикова и др., 1982; Geypens, Vanongeval, Vogels et al., 1999; Goovaerts, 1998; López-Granados, Jurado-Expósito, Atenciano et al., 2002; Paz-González, Vieira, Taboada Castro, 2000).

Наши исследования на антропогенно нарушенном участке проводились на поле, которое более 20 лет использовалось как полигон для опытов по выращиванию картофеля, на территории стационара Института биологии КарНЦ РАН в пос. Гомсельга (Кондопожский район, респ. Карелия). Размеры участка – 85x50 м<sup>2</sup>. Почвы – подзолистая иллювиально-железистая оглеенная окультуренная песчаная на озерно-ледниковых песках, дерновая литогенная шунгитовая железистая окультуренная песчаная на песчаной шунгитсодержащей морене, дерново-подзолисто-глеевая окультуренная песчаная на озерно-ледниковых суглинках. В качестве контрольного (естественного) участка использовался близлежащий участок под лесом. Почва – подзол глееватый песчаный на озерно-ледниковых песках (Бессарабова, 2001, Сидорова, Красильников, 2007, Соломатова, 2004).

Образцы отбирались с глубины 0-10 см непосредственно с поверхности (участок на поле) или под горизонтом опада (участок под лесом) по регулярной схеме с шагом 5 м. Было взято 150 образцов с участка под полем и 100 — с участка под лесом. В почвенных образцах определялись значения рН<sub>KCl</sub> и содержание органического углерода (по Тюрину). Для всех варьирующих показателей были рассчитаны основные статистические характеристики и проведен регрессионный анализ.

Расчет значений вариограмм проводился на расстояниях до 85 м с шагом 5 м. На каждом шаге для вычисления использовалось не меньше 100 пар значений. Для подбора параметров использовался индикатор качества подгонки (Cressie, 1985). Для определения, является ли функция вариограммы зависимой от расположения точек опробования или нет, рассчитывались изотропные (по всем направлениям) вариограммы и анизотропные (по заданному направлению) вариограммы.

Данные статистической обработки полученных результатов приведены на рис. 1. Для значений рН отмечен низкий коэффициент вариации, таким образом, неоднородность участков по этому свойству не очень высока. По результатам сравнения медианы и среднего значения, а также коэффициента асимметрии и эксцесса, можно сделать вывод, распределение свойств на обоих участках нормальное или близкое к нормальному.



Как и следовало ожидать, в результате сельскохозяйственного использования территории меняются статистические характеристики почвенных свойств, а также их пространственное распределение. Среднее значение рН в солевой вытяжке в почве на поле возрастает на 1,5 единицы, содержание органического углерода в среднем уменьшается на 1%.

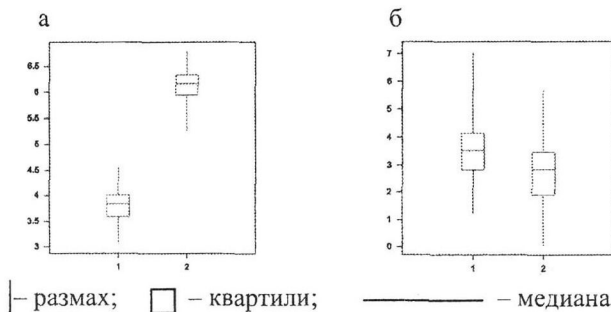


Рис. 1. Квартильное представление значений рН<sub>KCl</sub> (а) и содержания углерода С, % (б) для почв участков под лесом (1) и под пашней (2)

Для рН<sub>KCl</sub>, вариограммы для обоих участков имеют одинаковое значение порога, однако значение наггета меньше на участке под полем. Значение ранга наоборот больше практически в два раза (табл. 1, рис. 2а). То есть на участке под лесом преобладает варьирование на более коротких расстояниях, причем основная часть этого варьирования приходится на расстояния меньше, чем шаг опробования (в данном случае 5 м). Можно предположить, что такое распределение отражает более высокую локальную неоднородность растительного покрова в лесу по сравнению с относительной однородностью растительности на сельскохозяйственных полях.

Для вариограмм содержания органического углерода практически совпадают значения ранга (10,5 и 12,5 м), но значения наггета больше для участка под полем. Таким образом, у органического углерода на поле преобладает варьирование на небольших расстояниях (табл. 1, рис. 2б).

Таблица 1. Параметры моделей вариограмм

| Свойства          | Участок | Наггет | Порог | Ранг, м | Степень зависимости |
|-------------------|---------|--------|-------|---------|---------------------|
| рН <sub>KCl</sub> | лес     | 0,058  | 0,096 | 16,4    | Средняя (60,4%)     |
|                   | поле    | 0,041  | 0,095 | 30,0    | Средняя (43,2%)     |
| С                 | лес     | 0,60   | 1,24  | 12,5    | Средняя (48,4%)     |
|                   | поле    | 1,23   | 1,54  | 10,5    | Слабая (79,9%)      |

Распределение органического углерода в пахотном слое отличается анизотропией (зависимостью от направления): равномерное вдоль рядов и периодическое – поперек (рис. 3). Такое распределение имеет антропогенное происхождение и связано с особенностями техники внесения органических удобрений.

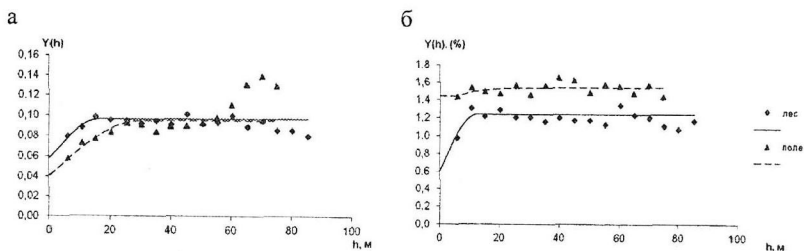


Рис. 2. Вариограммы для почвенных свойств (здесь и далее: точки – экспериментальные данные, линии – модель): а – рН, б – содержание органического углерода

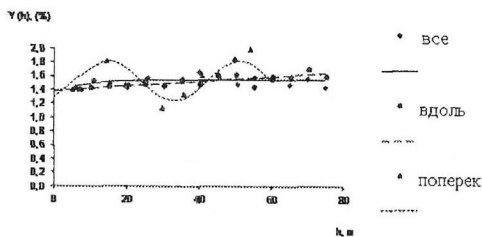


Рис. 3. Анизотропные вариограммы содержания органического углерода в пахотном слое

### Глава 3. Исследование влияния пространственного масштаба наблюдений на характеристики вариограммных функций

В третьей главе выявляется роль масштаба объекта исследования при геостатистическом анализе почвенных характеристик.

Как уже отмечалось, почвенная неоднородность является результатом совокупного влияния многих факторов, действующих в различных временных и пространственных масштабах. Нами анализировались закономерности пространственного распределения кислотности, факторы, контролирующие пространственное варьирование, а также масштабы воздействия этих факторов на примере одного из хозяйств республики Карелия (ЗАО «Эссойла», Пряжинский район, респ. Карелия).

Было заложено 4 участка в трех разных масштабах.

Участок 1 (масштаб делянки) площадью 100x100 м был заложен на торфяно-перегнойной почве с открытой дренажной системой. Направле-

ние дрен – с севера на юг. Образцы отбирались с глубины 0–20 см по регулярной схеме с шагом 10 м.

Участок 2 (масштаб делянки) площадью 100х100 м был заложен на торфянисто-подзолисто-глеевой песчаной на озерно-ледниковых песках и супесях почве с закрытой дренажной системой. Направление дрен – с севера на юг. Образцы отбирались с глубины 0–20 см по регулярной схеме с шагом 10 м.

Площадь участка 3 (масштаб поля) – 1,5 км<sup>2</sup>. Образцы отбирались с глубины 0–20 см по регулярной схеме со случайно-регулярным расположением точек с шагом 100 м.

Участок 4 (масштаб хозяйства) представляет собой южную и среднюю часть Корзинской низины (между ручьями Алган-оя и Ревзун-оя) площадью примерно 12 км<sup>2</sup>. Образцы отбирались с глубины 0–20 см по локально-регулярной схеме со случайно-регулярным расположением точек с шагом 250 м.

Схема пробоотбора представлена на рис. 4.

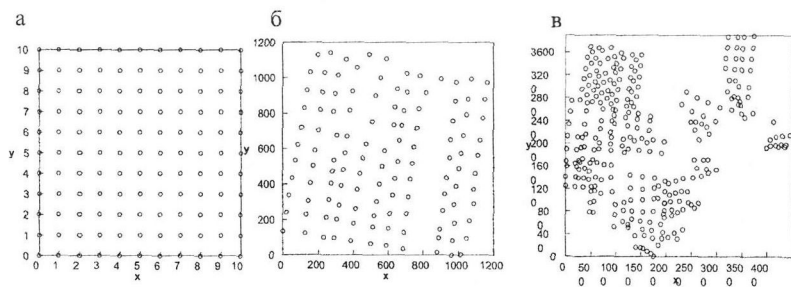


Рис. 4. Схема пробоотбора для участков 1 и 2 (а), 3 (б) и 4 (в)

Для всех участков были рассчитаны основные статистические характеристики варьирующего фактора (кислотности), проведен регрессионный анализ и построены вариограммы. Расчет значений вариограмм для участков 1 (2), 3 и 4 проводился на расстояниях до 100, 1000 и 4000 м с шагом 10, 100 и 250 м соответственно. Вариограммы рассчитывались как в среднем по участку, то есть вне зависимости от направлений, так и по направлениям. На участках 1–3 были выбраны направления вдоль (север-юг) и поперек (запад-восток) дрен. Для данных по участку 4 – были построены вариограммы, отвечающие нескольким направлениям и затем выбраны два максимально отличающихся направления.

Наиболее однородным оказался участок 1 (масштаб делянки, торфяная почва). По мере перехода от масштаба делянки к масштабу хозяйства

такие показатели как размах значений, дисперсия и коэффициент вариации увеличиваются практически вдвое (табл. 2). Связано это с тем, что по мере увеличения площади исследуемого участка увеличивается почвенное разнообразие. Кроме того, участок 4 включает поля с различной практикой землепользования. Распределение значений кислотности на всех участках – нормальное или близкое к нормальному.

Более детальное исследования пространственно-зависимого характера варьирования почвенных свойств проводилось с привлечением методов геостатистики. Параметры моделей вариограмм для всех участков и направлений представлены в табл. 3.

Таблица 2. Статистические параметры распределения кислотности на пробных площадях Корзинской низины

| Параметр                | Участок |       |       |       |
|-------------------------|---------|-------|-------|-------|
|                         | 1       | 2     | 3     | 4     |
| Объем выборки           | 119     | 119   | 121   | 286   |
| Среднее                 | 3,79    | 4,97  | 4,34  | 4,92  |
| Минимум                 | 3,00    | 3,70  | 3,00  | 3,00  |
| Нижний квартиль         | 3,60    | 4,50  | 3,80  | 4,20  |
| Медиана                 | 3,80    | 4,90  | 4,20  | 4,90  |
| Верхний квартиль        | 3,90    | 5,40  | 4,80  | 5,60  |
| Максимум                | 4,70    | 6,40  | 6,70  | 6,80  |
| Дисперсия               | 0,10    | 0,38  | 0,60  | 0,78  |
| Коэффициент вариации, % | 8,24    | 12,42 | 17,87 | 18,00 |
| Асимметрия              | 0,43    | 0,23  | 0,73  | -0,02 |
| Экссесс                 | 0,93    | -0,55 | -0,02 | -0,71 |

Таблица 3. Параметры моделей вариограмм

| Участок | Направление          | Наггет | Ранг/период, м | Наклон             | Порог | Степень зависимости, % |
|---------|----------------------|--------|----------------|--------------------|-------|------------------------|
| 1       | Все                  | 0,091  | –              | 0,0002             | –     | –                      |
|         | Вдоль дрен           | 0,041  | 93,8           | 0,131              | 0,172 | 23,8                   |
|         | Поперек дрен         | 0,094  | 24,2           | 0,031              | –     | –                      |
| 2       | Все*                 | –      | –              | –                  | –     | –                      |
|         | Вдоль дрен           | 0,016  | 77             | 0,400              | 0,456 | 3,5                    |
|         | Поперек дрен         | 0,342  | 33,1           | 0,088              | –     | –                      |
| 3       | Все                  | 0,200  | 948            | 0,310              | 0,51  | 39,2                   |
|         | Вдоль дрен           | 0,160  | –              | 0,00053            | –     | –                      |
|         |                      | –      | 635            | 0,086              | –     | –                      |
|         | Поперек дрен         | 0,230  | 309            | 0,160              | 0,39  | 58,9                   |
| –       | –                    | 700    | 0,093          | –                  | –     |                        |
| 4       | Все                  | 0,472  | 1216           | 0,344              | 0,816 | 57,8                   |
|         | Вдоль ручья (140°)   | 0,608  | –              | 5*10 <sup>-6</sup> | –     | –                      |
|         | Поперек ручья (60°)* | –      | –              | –                  | –     | –                      |

\* – псевдопериодические изменения.

В пределах низины можно выделить следующие уровни неоднородности свойств, связанные со следующими факторами.

- Случайное варьирование на малых (до 10 м) расстояниях и аналитическая ошибка.
- Периодические изменения с периодом 30 м – влияние отдельных дрен
- Периодические изменения с периодом 600–700 м. Эта составляющая с одной стороны отражает влияние смены дренажа, с другой (в меньшей степени) – варьирование свойств между магистральными дренами.
- Псевдопериодические изменения на расстояниях до 2800 м – влияние ручьев.
- Постепенные изменения вдоль ручья (склона) - тренд.

В дальнейшем, в случае применения технологий точного земледелия, рекомендуется каждое поле исследовать отдельно. Так как существует четкая анизотропия, связанная с дренажной системой и с направлением обработки полей, рекомендуется брать прямоугольную сетку. Рекомендуется брать интервал сетки меньше, чем половина ранга вариограммы. То есть, в дальнейшем при исследовании полей предлагается использовать прямоугольную сетку, большая сторона которой направлена вдоль дрен. Шаг сетки – от 15x50 м до 150x300 м в зависимости от масштаба объекта.

#### **Глава 4. Вариограммный анализ пространственной неоднородности характеристик почв и урожайности в условиях точного земледелия**

В четвертой главе исследовалась возможность и целесообразность использования геостатистических методов для построения карт различных почвенных свойств, показателей урожайности и качества зерна, выявлялись основные закономерности распределения этих свойств.

Первый и основной этап точного земледелия – первичный разведочный анализ. Он включает процесс получения данных о почвенных факторах внутри поля, а также различные способы их наглядного представления (картирование). В зависимости от поставленных целей набор требуемых карт может быть различным. В частности, если целью является оптимизация агротехнологии, экономия ресурсов (удобрения, известь и др.), защита окружающей среды, то в первую очередь необходимы агрохимические картограммы (Витковская, Изосимова, Лекомцев, 2010; Самсонова, Мещалкина, Дмитриев, 1999; Geupens, Vanongeval, Vogels., 1999; Lauzon, O'Halloran, Fallow et al., 2005). С другой стороны, если целью анализа является получение максимальной прибыли, то интерес представляют картограммы урожайности (Якушев, Буре, Якушев, 2007; Якушев, Якушев, Якушев, 2009; Arslan, Colvin, 2002; Ping, Dobermann, 2005; Stafford, Ambler, Lark et al., 1996). В последнее время достаточно часто

стали использоваться также картограммы качества урожая выращиваемых культур. Особенно это касается зерновых культур: пшеница, рис, кукуруза. Часто строятся картограммы содержания белка, клейковины, микроэлементов и т.д. в зерне (Delin, 2004; Miao, Mulla, Robert, 2006; Norng, Pettitt, Kelly et al., 2005; Stewart, McBratney, Skerritt, 2002; Wang, Wu, Liu et al., 2009).

Объект нашего исследования – Прибытковское поле Меньковского филиала Агрофизического НИИ Россельхозакадемии, расположенное в Гатчинском районе Ленинградской области, где в 2006 году был заложен многолетний производственный опыт, ставящий своей целью изучение возможностей и перспективности применения технологий точного земледелия в почвенно-климатических условиях Северо-Западной зоны России. Опыт проводился на культуре яровой пшеницы. При этом непосредственно перед посевом и далее – в ходе вегетации по основным фенологическим фазам – на поле отбирались почвенные пробы и растительные образцы, которые затем анализировались с помощью стандартных лабораторных методов (данные предоставлены сотрудниками АФИ) (Витковская, Изосимова, Лекомцев, 2010; Лекомцев, Комаров, Воропаев и др., 2008; Якушев, Воропаев, Лекомцев, 2007).

Исследовавшиеся показатели можно условно разделить на три группы:

1. Почвенные характеристики:  $pH_{КС}$ ; гидролитическая кислотность (метод Каппена); сумма поглощённых оснований (метод Каппена); органическое вещество (фотометрический метод); содержание доступного фосфора и калия (по Кирсанову).
2. Количественные показатели урожайности: биомасса по основным фазам развития растений (кущение, трубкование, цветение); количество растений на  $m^2$ ; количество колосков на  $m^2$ ; масса зерна с  $m^2$ ; вес одного колоса; масса 1000 зерен; масса зерна в г/100 растений.
3. Показатели качества зерна: стекловидность; содержание клейковины и ее качество; белок зерна; ЧП (число падения).

Отборы проб производились по прямоугольной регулярной сетке. Почвенные образцы брались автоматическим пробоотборником на глубине до 23 см. Всего по полю было отобрано 72 образца. По результатам анализа изучались закономерности пространственного варьирования перечисленных факторов почвы и урожая. С этой целью для всех параметров были рассчитаны основные статистические характеристики, проведен регрессионный и геостатистический анализ.

Было установлено, что все почвенные показатели проявляют сравнительно низкий уровень варибельности с коэффициентом вариации от

4,2% до 18,8%. По средним значениям исследованных свойств опытное поле попадает в категорию благополучных. Вариабельность параметров качества зерна и урожайности оказались выше, чем для почвенных свойств. Коэффициент вариации изменяется от 4,1% (масса 1000 зерен) до 53,8% (биомасса в фазу цветения).

Для всех исследуемых показателей удалось подобрать пространственные тренды. Полученные поверхности с достаточно высокой вероятностью (95–99%) объясняют изменения свойств в зависимости от положения точек пробоотбора. Множественный коэффициент детерминации изменялся при этом от 13,6% (белок зерна) до 63,1% ( $K_2O$ ).

Таким образом, для всех почвенных свойств наблюдается четко выраженная пространственная структура, которая в достаточно большой степени объясняется положением точек опробования (трендовая поверхность). Для регрессионных остатков был дополнительно проведен анализ вариограмм. Параметры моделей стандартизованных (отнесенных к значению выборочной дисперсии) вариограмм представлены в таблице 4.

Таблица 4. Параметры моделей стандартизованных вариограмм, характеризующих пространственную изменчивость почвенных свойств на МОС

| Свойство                    | Нагнет | Ранг, м | Порог | Степень зависимости |
|-----------------------------|--------|---------|-------|---------------------|
| pH                          | 0,08   | 93,1    | 1,08  | Сильная (7,4%)      |
| $P_2O_5$ , мг/100 г         | 0,11   | 63,7    | 1,04  | Сильная (10,6%)     |
| $K_2O$ , мг/100 г           | 0,07   | 72,8    | 1,13  | Сильная (6,6%)      |
| Гумус, %                    | 0,08   | 117,6   | 1,08  | Сильная (7,4%)      |
| Гидролитическая кислотность | 0,08   | 98,0    | 1,08  | Сильная (7,4%)      |
| Сумма поглощенных оснований | 0,08   | 127,4   | 1,08  | Сильная (7,4%)      |

Для всех почвенных свойств наблюдается четко выраженная пространственная зависимость (7,4 – 10,6%) простирающаяся на расстояния до 130 м (рис. 5). Наименьшие значения ранга отмечены у свойств, характеризующих содержание питательных веществ в почве.

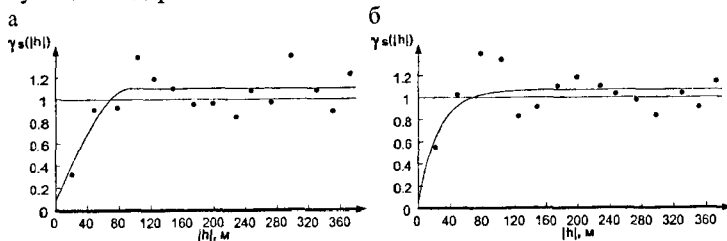


Рис. 5. Стандартизованные вариограммы для: а – pH; б – содержание  $K_2O$

Таким образом, в данном случае возможна пространственная интерполяция результатов и построение карт почвенных свойств. Для построения карт рекомендуется воспользоваться регрессионным кригингом (комбинация регрессионного анализа и кригинга, проведенного для регрессионных остатков) (рис. 6). С помощью полученных картограмм можно выделить участки с повышенным и наоборот низким значением агрохимически важных свойств, а затем, в зависимости от локализации и размеров этих зон, принимать решение о дифференцированном внесении удобрений.

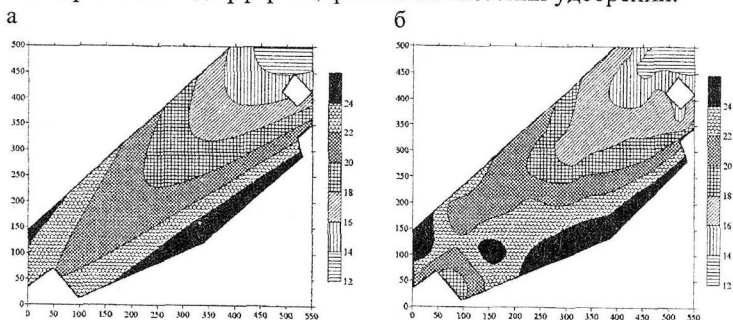


Рис. 6. Картограмма содержания доступного калия в почве, мг/100 г, полученная с помощью: а – построения поверхности тренда второго порядка по 72 точкам данных значений; б – регрессионного кригинга

Для проверки качества построенных моделей использовался метод кросс-валидации, суть которого заключается в следующем. Из базы данных временно изымается одна точка и проводится оценка значения в ней с использованием всех остальных данных, а затем полученное значение сравнивается с известным и рассчитываются относительная ошибка и отклонение – разница между измеренными и оцененными значениями.

Так, для содержания доступного калия, среднеквадратичное отклонение при кросс-валидации было равно 0,44 для регрессионного анализа и 0,81 для регрессионного кригинга. Также рассчитывался коэффициент эффективности метода, являющийся мерой эффективности применения метода по сравнению с использованием просто среднего значения. Коэффициент эффективности методов составил 60,4% для регрессионного анализа и 88,5% – для регрессионного кригинга.

Вариабельность показателей урожайности была несколько ниже, чем у почвенных свойств. Все параметры урожайности показали среднюю или среднюю ближе к слабой пространственную зависимость. Значения ранга – примерно такие же, как и для почвенных свойств или чуть больше (табл. 5, рис. 7).



Высокую долю случайного варьирования можно объяснить тем, что характеристики урожайности зависят не только от почвенных свойств, но и от многих других факторов (например, дополнительная обработка средствами защиты растений, или неравномерность посевов). Но, тем не менее, картирование показателей продуктивности полей возможно, хотя и с меньшей, чем для почвы, точностью (рис. 8).

Таблица 5. Параметры моделей стандартизованных вариограмм, характеризующих пространственную изменчивость продуктивности поля на МОС

| Свойство                                  | Наггер | Ранг, м | Порог | Степень зависимости |
|---|--------|---------|-------|---------------------|
| биомасса, фаза кущения, г/м <sup>2</sup>  | 0,57   | 127,4   | 1,07  | Средняя (53,2%)     |
| биомасса, фаза цветения, г/м <sup>2</sup> | 0,49   | 117,6   | 1,07  | Средняя (45,8%)     |
| кол-во растений                           | 0,69   | 156,8   | 1,05  | Средняя (65,7%)     |
| кол-во колосков                           | 0,79   | 68,6    | 1,04  | Слабая (75,9%)      |
| масса зерна, г/м <sup>2</sup>             | 0,64   | 181,3   | 1,08  | Средняя (59,2%)     |
| вес 1 колоса, г                           | 0,46   | 161,7   | 1,08  | Средняя (42,6%)     |
| масса 1000 зерен, г                       | 0,80   | 147,0   | 1,04  | Слабая (76,9%)      |

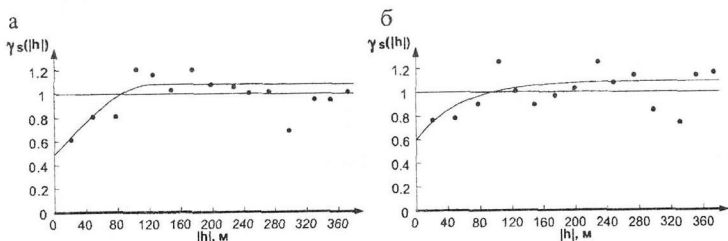


Рис. 7. Стандартизованные вариограммы для: а – биомасса пшеницы в фазу цветения, г/м<sup>2</sup>; б – масса зерна г/м<sup>2</sup>

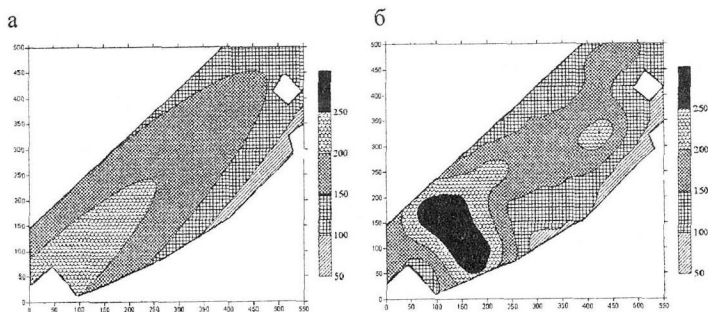


Рис. 8. Картограмма биомассы пшеницы в фазу цветения, г/м<sup>2</sup> в пределах поля, полученная с помощью: а – построения поверхности тренда второго порядка по 72 точкам данных значений; б – регрессионного кригинга

Коэффициент эффективности методов для биомассы пшеницы в фазу цветения составил 81,3% для регрессионного анализа и 93,4% – для регрессионного кригинга. В среднем регрессионный кригинг немного переоценивает значения биомассы, а регрессионный анализ – недооценивает.

Характеристики качества зерна не выявили значимой пространственной связности. Это выражается в том, что значение дисперсии изучаемой случайной величины на расстояниях меньших, чем шаг, используемый в модели, практически совпадает с выборочной дисперсией этой случайной величины (табл. 6). Для всех вариограмм характерен практически 100%-ный наггет-эффект (линия вариограммы параллельна оси  $x$ ) (рис. 9).

Таблица 6. Параметры моделей стандартизованных вариограмм, характеризующих пространственную изменчивость показателей качества зерна пшеницы в опыте по точному земледелию на МОС

| Свойство                     | Наггет <sub>0</sub> | Порог   | Степень | Степень зависимости |
|------------------------------|---------------------|---------|---------|---------------------|
| стекловидность, %            | 1                   | 1,00010 | 0,96    | Слабая (~100%)      |
| содержание клейковины, %     | 1                   | 1,00005 | 1,05    | Слабая (~100%)      |
| качество клейковины, ед. ИДК | 1                   | 1,00005 | 1       | Слабая (~100%)      |
| содержание белка, %          | 1                   | 1,00010 | 0,94    | Слабая (~100%)      |
| число падения (ЧП)           | 0,96                | 1,00045 | 0,91    | Слабая (~100%)      |

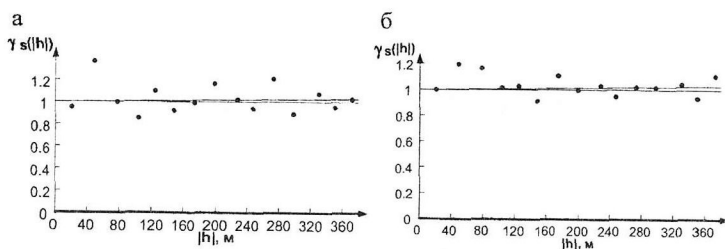


Рис. 9. Стандартизованные вариограммы для: а – содержание клейковины в зерне, %; б – показатель качества клейковины, ед. ИДК

Проведенный анализ показывает, что попытки построения картограмм качества зерна с использованием геостатистических методов в данном случае не будут иметь успеха, поскольку имеющиеся пространственные выборки можно рассматривать как случайные. При этом для анализа можно или использовать методы классической статистики, или воспользоваться любыми другими методом построения картограмм, или провести повторный геостатистический анализ с использованием сетки с шагом меньше 10 метров, что, однако, потребует дополнительных затрат.

На рис. 10. представлена картограмма содержания клейковины в зерне, полученная с помощью регрессионного анализа, то есть случайная компонента здесь не учитывается.

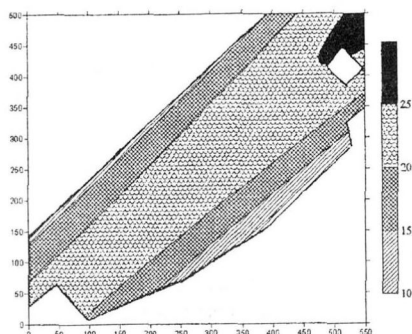


Рис. 10. Поверхность тренда второго порядка, подобранная по 72 точкам данных значений содержания клейковины в зерне, %

Средняя квадратичная ошибка интерполяции в данном случае составляет 0,986. Метод регрессионного анализа достаточно хорошо предсказывает средние значения, но существует значительная разница между крайними показателями. В целом, однако, коэффициент эффективности метода составляет всего 24,7%. Тем не менее, анализ поверхности тренда позволяет выявить в первом приближении основные закономерности распределения качества зерна: для всех показателей качества зерна характерно снижение качества по направлению к краям поля.

## **Глава 5. Сравнение пространственной вариабельности урожайности пшеницы при различных вариантах агротехнологий**

В пятой главе сравниваются особенности пространственного распределения урожайности пшеницы в пределах поля при различных вариантах агротехнологий.

В точном земледелии особый интерес представляют технологии, где информационной основой для последующих расчетов служит электронная карта урожайности заданного поля. Как правило, карты формируются автоматически с помощью уборочной техники, оснащенной специальными датчиками и приемником системы глобального позиционирования. Информация, отраженная в такой электронной карте, характеризуется большим числовым массивом, в котором заключены данные об урожайности на участках поля с определенными координатами.

В диссертации анализировались данные по урожайности пшеницы за 2008 год, полученные прямым комбайнированием с помощью зернового

комбайна, оснащенного датчиками урожайности, бортовым компьютером и системой GPS. Площадь элементарного участка  $S$ , по которому учитывается урожайность, в системах мониторинга урожайности рассчитывается автоматически по формуле

$$S = L \cdot (V \cdot \Delta T),$$

где  $L$  – ширина захвата жатки (в рассматриваемом случае 4,27 м);  $V$  – скорость движения комбайна (1,3 м/с);  $\Delta T$  – интервал регистрации (5,0 с). По каждому элементарному участку электронной карты в момент уборки автоматически фиксировались глобальные координаты его центра и величина фактической урожайности на нем (Якушев, Воропаев, Лекомцев, 2009; Якушев, Якушев, Якушева и др., 2009).

Рассматривались три варианта интенсивности агротехнологий: контроль, обычная технология (хозяйственный вариант) и высокоинтенсивный вариант с элементами точного земледелия.

1. «Контроль» – удобрения не вносились, растения средствами защиты не обрабатывались.

2. «Хозяйственный» – выполнено предпосевное внесение удобрений одной дозой:  $N_{50}P_{50}K_{50}$ ;

3. «Высокоинтенсивный + точное земледелие» – предпосевное внесение удобрений проводилось дифференцированно (кроме фосфорных удобрений):  $N_{70+D}P_{70}K_{70+D}$ , где  $D$  – доза, внесенная точным способом.

Предварительно, данные по трем вариантам были проверены на наличие трендов. Полученные поверхности с вероятностью 99% объясняли изменения урожайности в зависимости от положения точек отбора. Наиболее сильно эта зависимость была выражена на участке с системой точного земледелия (27,6%). Наличие тренда можно объяснить постепенным увеличением урожайности в направлении северо-запад – юго-восток, то есть по ходу изменения интенсивности внесения удобрений.

В случае точного земледелия, вариограмма для исходных данных подтвердила наличие тренда. Для регрессионных остатков вновь были рассчитаны вариограммы. В этом случае была выявлена четко выраженная пространственная зависимость среднего уровня. В направлении  $30^\circ$ , что соответствует направлению движения комбайна, наблюдается хорошо выраженная пространственная структура с сильной пространственной зависимостью. Вариограмма в перпендикулярном направлении ( $120^\circ$ ) носит скорее нечеткий характер (рис. 11)

Таким образом, в случае «точного земледелия» возможно построение картограмм урожайности с помощью регрессионного кригинга (рис. 12а). На полученной картограмме четко прослеживается зависимое от направления распределение урожайности.

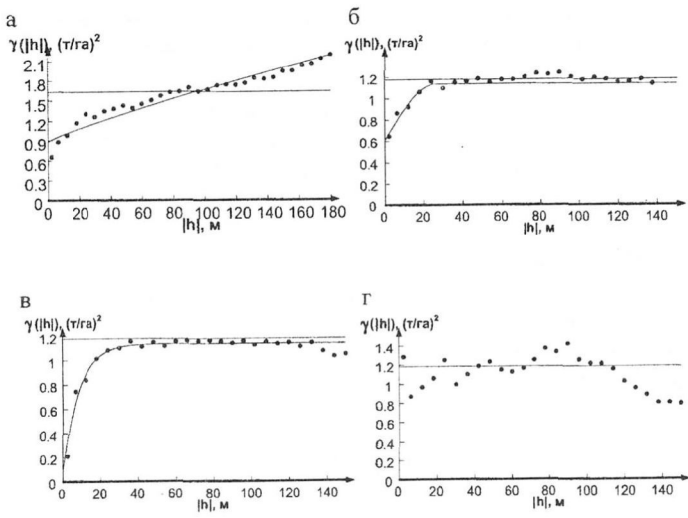


Рис. 11. Вариограммы для урожайности при «точном земледелии» а – исходные данные, б – регрессионные остатки, все направления, в – направление 30°, г – направление 120°

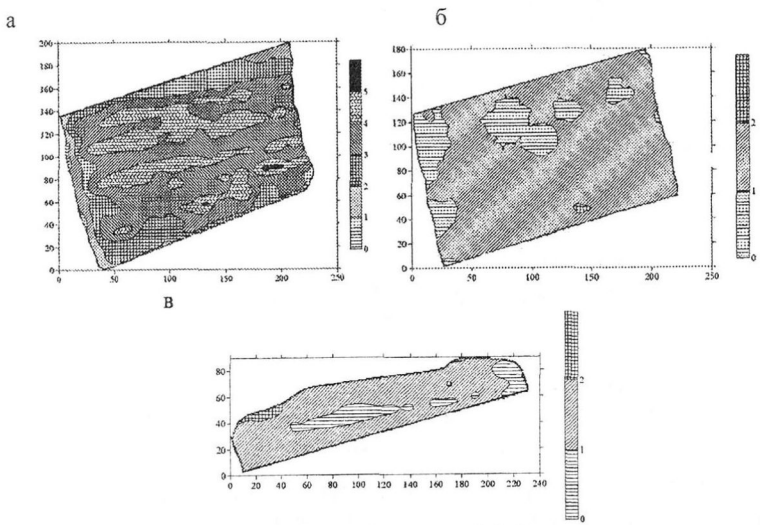


Рис. 12. Картограммы урожайности пшеницы (т/га), полученная с помощью регрессионного кригинга, а – вариант «точное земледелие», б – «хозяйственный вариант», в – контрольный вариант

В контрольном варианте вариограмма для исходных данных также подтвердила наличие тренда, а для регрессионных остатков вновь была выявлена хорошо выраженная пространственная структура со средней пространственной зависимостью. Но ранг пространственной зависимости почти в два раза меньше и составляет всего 16,4 м. Также была выявлена анизотропия, то есть зависимость от направления (в данном случае – направление движения комбайна). Однако, в направлении 30°, уровень пространственной связности был значительно слабее (60,9%) (рис. 13 в) при ранге 22,4 м. Вариограмма в перпендикулярном направлении (120°) носит скорее периодический характер (рис. 13 г). Соответствующую модель подобрать не удалось, но, тем не менее, на рисунке можно отчетливо видеть периодические «выбросы» значений дисперсии с шагом примерно 60 м.

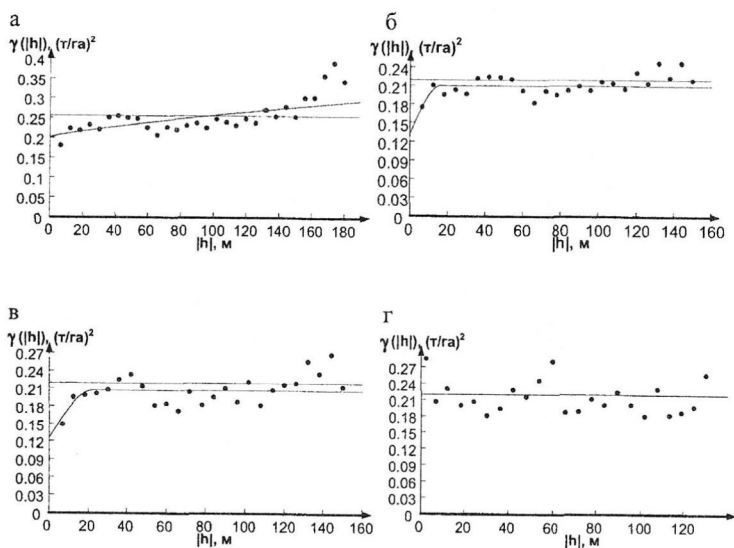


Рис. 13. Вариограммы для урожайности на контрольном участке:  
а – исходные данные, б – регрессионные остатки, все направления,  
в – направление 30°, г – направление 120°

Таким образом, для контрольного участка также возможно построение картограмм урожайности с помощью регрессионного кригинга (рис. 12в), однако шаг сетки следует брать меньше, чем при точном земледелии, так как на контрольном участке преобладает варьирование на более

коротких расстояниях. Причем основная часть этого варьирования приходится на расстояния меньше, чем шаг опробования (в данном случае 6 м).

Результаты, полученные для данных на участке с «хозяйственным» вариантом агротехнологии, схожи с результатами, полученными для контрольного участка. Хотя уровень пространственной зависимости несколько ослабевает. Основное отличие – увеличение ранга, то есть пространственная зависимость урожайности сохраняется на больших расстояниях. И, как и в предыдущих случаях, была выявлена анизотропия (рис. 14).

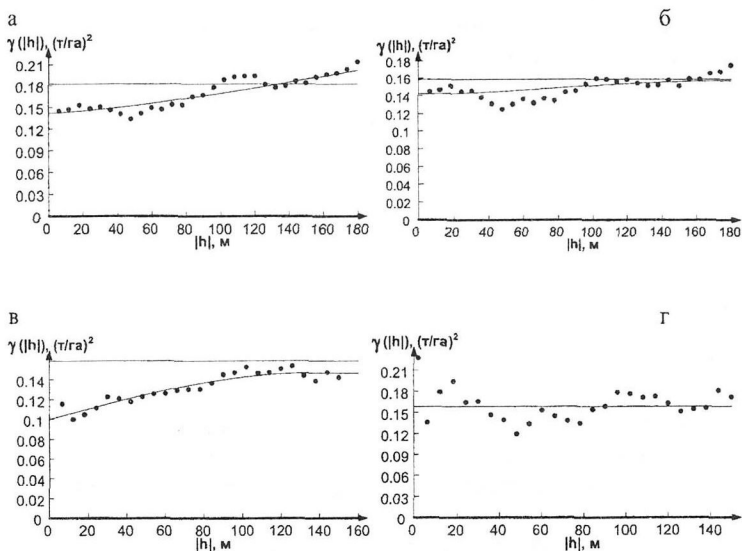


Рис. 14. Вариограммы для урожайности при «хозяйственном» варианте:  
 а – исходные данные, б – регрессионные остатки, все направления,  
 в – направление 30°, г ОЦ направление 120°

На рис. 126 представлена картограмма урожайности, полученная с помощью метода регрессионного кригинга для данных при «хозяйственном» варианте агротехнологии.

Для проверки качества построенных моделей использовался метод кросс-валидации. В качестве «контрольных» точек было отобрано по 15 точек с наибольшими значениями и наименьшими значениями урожайности и 15 точек – случайным. Для всех трех вариантов агротехнологий регрессионный кригинг дает лучшую оценку, чем регрессионный

анализ. Наибольшие расхождения между исходными и оцененными значениями во всех вариантах агротехнологий отмечены для высоких значений урожайности.

#### **Выводы:**

1. Геостатистические модели и вариограммный анализ могут быть использованы для анализа пространственной variability характеристик сельскохозяйственных полей и урожайности в целях оптимизация технологий точного земледелия.
2. В результате сельскохозяйственного использования меняются почвенные свойства, а также их пространственное распределение. Варьирование свойств в пахотном горизонте отличается анизотропией (зависимостью от направления).
3. Пространственно зависимое варьирование почвенных показателей сохраняется на достаточно больших расстояниях. По мере изменения масштаба от масштаба делянки к масштабу хозяйства, variability свойств уменьшается от сильно пространственно-зависимой (до 20%) до умеренно пространственно-зависимой (60%). Во всех масштабах, пространственные структуры показали четкую анизотропию.
4. Для всех исследуемых почвенных характеристик и показателей урожайности существует достаточно сильная зависимость от положения точек пробоотбора, выраженная квадратичным трендом.
5. Все анализируемые почвенные свойства проявили хорошо выраженную пространственную структуру с сильной пространственной зависимостью. Наименьший диапазон пространственной скоррелированности отмечен у свойств, характеризующих содержание питательных веществ в почве (фосфор и калий). У показателей урожайности пространственная зависимость значительно более слабая, чем у почвенных свойств.
6. Характеристики качества зерна пшеницы не выявили пространственной зависимости (кроме зависимости от положения точки пробоотбора, выраженной трендовой поверхностью). Построение картограмм качества зерна с использованием геостатистических методов не эффективно.
7. При различных вариантах агротехнологий выявляется зависимость урожайности от положения точки пробоотбора
8. Основные изменения в варьировании урожайности на контрольном и «хозяйственном» участках происходят на малых расстояниях. В варианте с точным земледелием выявлен средний уровень пространственной variability с рангом 36 м.
9. Выявлена хорошо выраженная пространственная структура с сильной или средней пространственной зависимостью в направлении движения комбайна.



### Список наиболее значимых работ по теме диссертации

1. Соломатова Е.А., Красильников П.В., Сидорова В.А. Структура и пространственная вариабельность лесной подстилки в ельнике черничном зеленомошном Средней Карелии // Почвоведение, № 6, 1999, с. 764–773.
2. Сидорова В.А., Красильников П.В. Почвенно-географическая интерпретация пространственной вариабельности химических и физических свойств поверхностных горизонтов почв степной зоны // Почвоведение, № 10, 2007, с. 1168–1178.
3. Сидорова В.А., Жуковский Е.Е., Лекомцев П.В., Якушев В.В. Геоэстатистический анализ характеристик почв и урожайности применительно к полевому опыту по точному земледелию // Почвоведение, 2012 (в печати).
4. Сидорова В.А., Соломатова Е.А. Пространственная вариабельность лесной подстилки в ельниках Восточной Финноскандии // Экологические функции почв Восточной Финноскандии. Петрозаводск: Карельский научный центр РАН, 2000, с. 142–151.
5. Сидорова В.А., Красильников П.В. Использование геоэстатистических методов для картографирования почвенных горизонтов // Геоэстатистика и география почв. М.: Наука, 2007, с. 19–42.
6. Красильников П.В., Сидорова В.А. Геоэстатистический анализ пространственной структуры кислотности и органического углерода зональных почв Русской равнины // Геоэстатистика и география почв. М.: Наука, 2007, с. 67–80.
7. Соломатова Е.А., Сидорова В.А. Пространственная вариабельность лесных подстилок ельников черничных Восточной Финноскандии // Геоэстатистика и география почв. М.: Наука, 2007, с. 81–91.
8. Сидорова В.А. Изменение пространственной вариабельности почвенных свойств в результате антропогенного воздействия // Экология и география почв. Петрозаводск, 2009, с. 30–47.
9. Krasilnikov P., Sidorova V., Dubrovina I. Soil-Geographical Regionalization as a Basis for Digital Soil Mapping: Karelia Case Study // Eurasian Soil Science, Vol. 43, No. 13, 2010, p. 1422–1429.
10. Сидорова В.А. Применение методов геоэстатистики при исследовании пространственной вариабельности лесной подстилки в ельниках Восточной Финноскандии // Материалы по изучению русских почв. Вып. 2 (29). СПб.: Изд.-во С.-Петербур. ун-та, 2001, с. 97–101.
11. Sidorova V.A., Krasilnikov P.V., Solomatova E.A. Spatial variability of forest floor thickness in natural and disturbed forests // Extended abstract papers, 4th Conference of the Working Group on Pedometrics, Ghent University, Ghent, Belgium, 2001, p. 32–33.

12. Sidorova V., Krasilnikov P., Solomatova E. Spatial variability of soil horizons thickness in natural forested landscapes of Northern Europe // Transactions of the XVII World Congress of Soil Science. Bangkok, 2002. CD. 10 p.
13. Сидорова В.А., Красильников П.В. Пространственная вариабельность агрохимических свойств черноземов южных // Материалы международной научной конференции «Черноземы центральной России». Воронеж, Воронежский государственный университет, 2004, с. 475–480.
14. Сидорова В.А. Пространственное варьирование свойств каштановых почв // Материалы IV съезда Докучаевского общества почвоведов «Почвы – национальное достояние России». Новосибирск: Наука, 2004, с. 622.
15. Сидорова В.А. Пространственная вариабельность содержания органического вещества в торфяных почвах // Всероссийская научная конференция VIII Докучаевские молодежные чтения «Органическое вещество почв наземных экосистем». Санкт-Петербург, 2005, с. 170–171.
16. Сидорова В.А., Красильников П.В. Пространственная вариабельность агрофизических свойств почв в условиях сельскохозяйственного использования // Материалы международной научно-практической конференции «Роль почв в сохранении устойчивости ландшафтов и ресурсосберегающее земледелие». Пенза: ПГСХА, 2005, с. 14–16.
17. Сидорова В.А., Красильников П.В. Влияние мелиорации на пространственное варьирование почвенных свойств // Труды Всероссийской конференции «Экспериментальная информация в почвоведении: теория и пути стандартизации». Москва: МГУ, 2005, с. 71–73.
18. Красильников П.В., Сидорова В.А. Почвенное разнообразие, почвенная вариабельность и устойчивость почвенного покрова Карелии // Материалы международной конференции «Северная Европа в XXI веке: природа, культура, экономика». Петрозаводск: Изд.-во КарНЦ РАН, 2006, с. 122–124.
19. Сидорова В.А. Пространственная вариабельность свойств торфяных почв в двух масштабах // Материалы V Всероссийского съезда общества почвоведов им. В.В. Докучаева. Ростов-на-Дону: Ростиздат, 2008. С. 503.
20. Sidorova V., Yakushev V., Zhukovskiy E., Lekomtsev P. Spatial variability of soil properties, wheat grain quality and yield: implication for precision agriculture // Pedometrics 2011. Book of abstracts. Trest, Czech Republic. 2011. P. 78.

Сдано в печать 27.10.11. Формат 60x84<sup>1</sup>/<sub>16</sub>.  
Гарнитура «Times». Уч.-изд. л. 1,2. Усл.-печ. л. 1,5.  
Тираж 100. Изд. № 244. Заказ 999

Карельский научный центр РАН  
Редакционно-издательский отдел  
185003, Петрозаводск, пр. А. Невского, 50