

УДК 631.42.05:631.43.7

К МЕТОДИКЕ ОЦЕНКИ ТВЕРДОСТИ ПОЧВЫ В СТАЦИОНАРНОМ ПОЛЕВОМ ОПЫТЕ

Н.Ф.ХОХЛОВ, ФРАНК ЭЛЬМЕР

(Кафедра земледелия и методики опытного дела ТСХА,
Университет им.Гумбольдта)

В комплексном полевом стационарном опыте, заложенном на песчаной почве экспериментальной станции Университета им.Гумбольдта (Берлин), выполнено зондирование почвы после посева озимой пшеницы. На примере двух систем обработки почвы показаны особенности проведения исследований (в частности, определения твердости почвы) и применения методов статистического анализа.

В последнее время возрастает интерес к методической стороне изучения почвенных свойств в стационарном полевом опыте [11, 14]. Это связано с тем, что систематические проходы тракторов и машин существенно увеличивают природную неоднородность физических свойств почвы в опыте, в результате чего часть результатов измерений и оценки средних могут значительно варьировать. В то же время традиционные методики, используемые в опытном деле, базируются на допущении, что техногенное поле участков достаточно однородно и получаемые на них данные характеризуются небольшим нормально-статистическим разбросом. Для вычленения «истинного» влияния фактора на показатели фи-

зического состояния почвы эти методы требуют существенного увеличения случайно размещенных точек опробования и оказываются малопригодными в условиях стационарного опыта. В этом случае естественно обратиться к такому параметру, как твердость почвы, поскольку она легко регистрируется современными электронными приборами и, несмотря на специфичность [15], тесно связана с комплексом показателей физического состояния почвы [13, 16].

Основы теории

Изучение твердости почвы в стационарном опыте основано в настоящее время на применении выборочного метода исследований, при котором точки опробо-

вания принято распределять рендомизированно [5, 6, 8, 9]. При этом нормальное распределение данных является коренным условием корректного использования в задачах сравнения критериев (F , t) традиционной статистики. Однако в реальном полевом опыте применяется серийная сельскохозяйственная техника, систематические проходы которой изменяют физическое состояние почвенного профиля. В такой ситуации в качестве модели поля твердости почвы на опытной делянке логично рассматривать совокупность случайных величин: $\xi_j^{(i)} = 1, 2 \dots, n$; $i=1, 2 \dots, m$, причем некоторые из них могут существенно отличаться от остальных $P(u_1, u_2, \dots, u_N)$. При использовании узкозахватных почвообрабатывающих орудий, машин для внесения удобрений, уборочной техники вероятность ξ , с которой исследователь попадет в точки с повышенной твердостью, может оказаться весьма большой. Отсюда следует, что распределение поля твердости почвенного профиля получается существенно отличающимся от нормального своими высокими значениями на правой стороне (правый «хвост»). В таком случае привычные «среднее» и «дисперсия» не позволяют точно оценить истинный (не связанный с шириной захвата используемой в опыте техники) эффект агротехнического приема, так как существенно сместятся в сторону увеличения, т.е. получается, что значения случайной функции не имеют математического ожидания ($M[\tau_j] = +\infty$), дисперсии не определены, а со-

ответствующие выборочные характеристики не имеют регулярных пределов с увеличением объема данных [1, 4, 12].

Чтобы избежать получения неполной или искаженной информации, разумно на предварительном этапе исследования обосновать модель поля твердости для конкретного варианта, что требует значительного объема наблюдений и регулярной системы точек определения. Наконец, когда все предположения о характере модели не требуют обоснования и очевидно, что распределение не может быть нормальным (отклоняется на «хвостах»), естественно обратиться к оценкам непараметрической статистики.

Методика

Экспериментальную проверку выдвинутых положений проводили в рамках научного сотрудничества Московской сельскохозяйственной академии имени К.А.Тимирязева и Университета им. Гумбольдта в полевом 3-факторном комплексном опыте по изучению систем земледелия, заложенном под руководством проф. Ф.Эльмера в 1990 г. недалеко от Берлина на песчаной почве, в которой на фракцию 0,2—0,063 мм приходилось 75,4%, 0,063—0,002 мм — 8,3%, <0,002 мм — 3,3%; $C_{\text{общ}}$ — 0,59%.

На делянках с обычной и консервирующей системами обработки были выделены вне учетной части измерительные площадки 25x25 см, схема закладки которых показана на рис.1.

Пенетрацию почвы определяли после посева пшеницы ручным

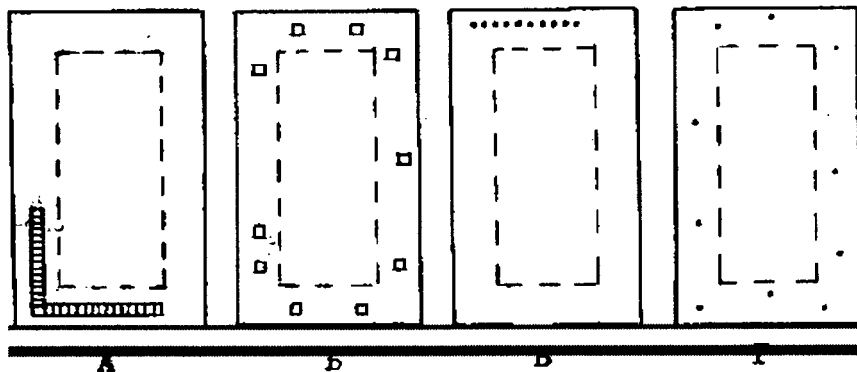


Рис.1. Схематический план расположения измерительных площадок и точек опробования.

А — площадки размещены организованно, $n=31$; Б — площадки размещены случайно, $n=10$; В — измерительные пункты размещены регулярно, $n=10$; Г — измерительные пункты размещены случайно, $n=10$.

электронным твердомером до глубины 60 см. На каждой измерительной площадке было по 10 точек опробования.

Технология подготовки почвы под озимую пшеницу при обычной обработке (контроль) включала вспашку на глубину 28—30 см 2-корпусным плугом с шириной захвата 0,70 м, активное мелкое рыхление и посев агрегатом с шириной захвата 2 м. При кон-

сервирующей обработке вспашку заменяли рыхлением на глубину 10 см чизелем-культиватором с шириной захвата 1,6 м. Почвообрабатывающие орудия и машины агрегатировались с тракторами МТЗ-52 и МТЗ-80.

Геометрическая и вероятностная характеристики поля твердости

Результаты статистической обработки экспериментального материала показали высокую степень вариабельности и существенные различия вариантов обработки по разбросу значений твердости почвы после посева озимой пшеницы. Как видно из рис.2, в контроле наибольшей неоднородностью поля твердости характеризуется слой почвы до глубины 30 см, а при консервирующей обработке — до 20 см. Создается впечатление, что при обычной вспашке в обрабатываемом слое образуются резко кон-

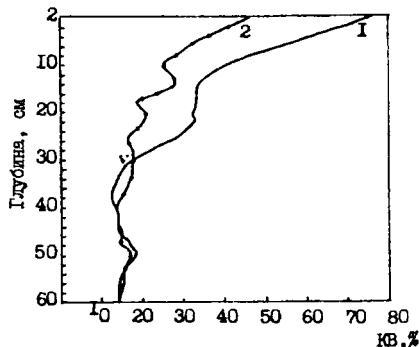


Рис.2. Коэффициент вариации (КВ) твердости почвы при обычной (1) и консервирующей (2) системах обработки.

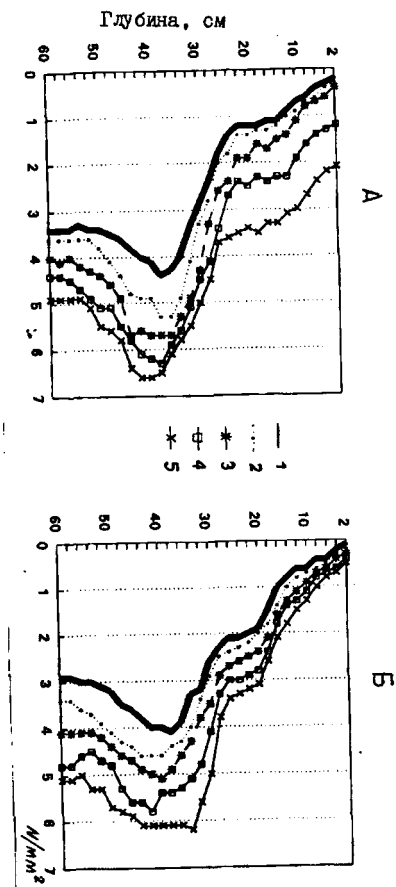


Рис.3. Изменение значений квантилей твердости почвы при обычной (А) и консервирующей системах обработки.

1 — $\alpha_{0,10}$; 2 — $\alpha_{0,25}$; 3 — $\alpha_{0,50}$; 4 — $\alpha_{0,75}$; 5 — $\alpha_{0,90}$.

трастные по сопротивлению проникновению плунжера зоны. Но если это так, то совершенно необходимо выяснить степень организованности распределения поля твердости. Работая с упорядоченным размещением измерительных площадок, мы имели возможность

определить ее по критерию t [3, 10]. Оказалось, что ни в одном варианте обработки почвы ни для одного направления трансекты статистически не доказываются регулярный или мозаичный тип распределения. Поэтому в дальнейшем мы перешли к характеристике только случайного распределения.

Характер неоднородности поля твердости, изменение ее по профилю исследованной площади удобно представить графически набором квантилей. Если разно-

$$\chi_n(0,50) - \chi_n(0,25) \\ \text{и } \chi_n(0,75) - \chi_n(0,50)$$

симметричны, можно говорить о том, что исследуемая в опыте система обработки почвы создает распределение в центральной части, близкое к нормальному. При разностях

$$\chi_n(0,25) - \chi_n(0,10) \\ \text{и } \chi_n(0,90) - \chi_n(0,75)$$

допустимо судить о наличии «хвоста» распределения [2].

Из рис.3 следует, что в контроле распределение поля твердости почвы до глубины 20 см характеризуется сильной асимметричностью в центральной тенденции и значительным правым «хвостом» до глубины 24 см, что можно трактовать как проявление техногенного (уплотнение за счет проходов трактора) фактора. В слое 30—48 см распределение поля твердости близко к нормальному в центральной части, но появляется левый «хвост» распределения. Такая картина отражает существенное и увеличивающееся с годами проведения стационарного опыта влияние неизучаемого

мого, но требующего учета и элиминирования техногенного фактора. Судя по нижнему децилю, примерно 10% площади делянки оставалось вне воздействия колес трактора. Важно отметить, что при увеличении размеров площадки опробования или расстояний между точками определения эти особенности были бы не обнаружены.

В варианте с консервирующей обработкой почвы распределение поля твердости до глубины 26 см в центральной части и на «хвостах» было симметричным, в слое 28—40 см оно отличалось правой, а в слое 42—52 см — левой асимметрией.

Репрезентативность систем зондирования почвы

При известном законе распределения поля твердости возможно корректно спланировать систему опробования и использовать при анализе адекватные ей статистические методы. В нашем случае — без учета пространственного размещения площадок измерения, т.е. на основе модели нормально распределенной случайной величины, допустимо оценивать твердость почвы при консервирующей ее обработке. Необходимая численность измерительных площадок, отвечающая той точности, с какой предполагается получить убедительный результат, рассчитывается по формуле [7]:

$$N_{\min} = S\bar{x}^2 t^2 / \Delta^2,$$

где $\Delta = tS\bar{x}$; $S\bar{x} = \sqrt{Sx^2/n}$ — ошибка выборочной средней; t — нормированное отклонение при вероят-

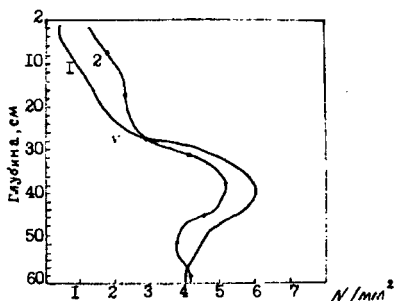


Рис.4. Твердость почвы после обычной обработки в зависимости от направления линии измерения.

1 — вдоль делянки; 2 — поперек делянки.

ности $0,95 \ t=1,9-2,0$. Расчет по данным варьирования поля твердости в слое 0—20 см показал, что в опытном варианте минимальная численность площадок измерения при $\Delta 0,2N/мм^2$ равна 45 шт.

Анализ полувариограмм свидетельствует о том, что автокоррелятивная связь между площадками опробования возрастала с шага 50 до 25 см, а при расстоянии более 50 см становилась постоянной или изменялась незначительно. Следовательно, при зондировании почвы при консервирующей обработке данного опыта целесообразно использовать 50 см шаг измерения. Размещать такие площадки допустимо группами по периметру вне учетной части делянки. Из-за отсутствия нормализации в распределении поля твердости в слое 0—30 см при обычной обработке требуется сохранение 25 см шага измерения.

Поскольку параметры функции оказываются зависимыми от направления линии опробования (рис.4) и даже от местоположе-

ния начальной площадки опробования, размещать измерительные площадки целесообразно в обоих направлениях делянки или по ее диагонали. Число измерительных площадок в этом случае определяется размером минимальной репрезентативной площади. Последний можно найти по ошибке репрезентативности. В нашем случае сокращение транsekты с 16 до 10 измерительных площадок практически не влияло на ошибку репрезентативности, а по структуре выборка отражала структуру совокупности.

Другие способы размещения учетных площадок или пунктов опробования не обеспечивали требуемого в опытном деле уровня репрезентативности.

Устойчивость статистических выводов

Вероятностно-статистические представления о природе генерирования данных о твердости почвы при разных системах ее обработки составляют основу для корректного использования методов статистического анализа. Так как по некоторым частям профиля распределение значений твердости почвы не подчиняется нормальному закону, необходимо воспользоваться робастными оценками и методами непараметрической статистики. Результаты оценки (рис.5) свидетельствуют, что средние значения твердости слоя почвы 2—18 см в сравниваемых вариантах различны, а значения медиан примерно равны. Следовательно, не менее чем на половине площади этих вариантов твердость почвы была одина-

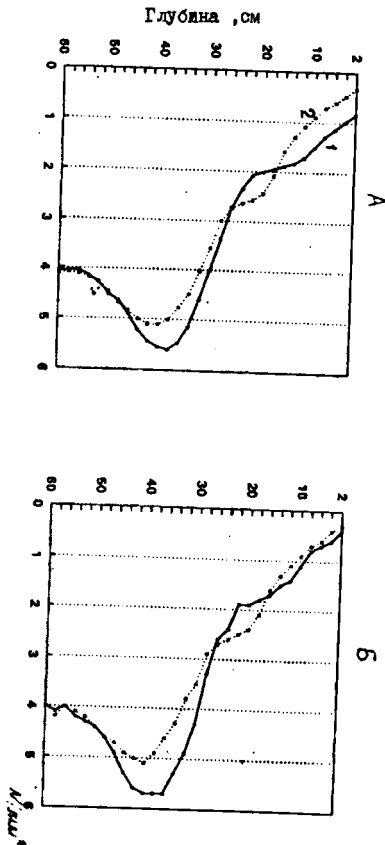


Рис.5. Средние арифметические (А) и медианы (Б) твердости почвы при обычной (1) и консервирующей (2) системах обработки.

ковой, а ухудшение свойств при вспашке обусловлено прежде всего возрастанием твердости по колее. Однако последнее легко устранить через замену используемых в опыте агрегатов на машины с большей шириной захвата или снижением давления в колесах.

Как и следовало ожидать, эти

результаты подтвердили критерии непараметрической статистики. Так, сопоставление центров распределения значений твердости почвы по критерию Вилкоксона показало, что $u=0,64$, $\alpha_{0,05}=1,96$ ($u < \alpha$), т.е. гипотеза о равенстве центров распределения не отвергается. Таким образом, именно робастные оценки, улавливающие структурные различия между вариантами опыта, а не общие «безликие» средние оказались информативными в условиях стационарного опыта.

Заключение

Статистический анализ результатов внутриделяночного зондирования почвы в полевом стационарном опыте после посева озимой пшеницы показал, что консервирующая система обработки почвы (чизелевание на 10 см, предпосевное рыхление и посев комбинированным агрегатом) способствует формированию внутриделяночного поля твердости в слое 0—60 см, характеризующегося нормально-статистическим разбросом данных, и соответственно допускает случайное размещение измерительных площадок или точек определения и использование стандартных статистических методов. При обычной системе обработки почвы (вспашка на 28—30 см, предпосевное рыхление и посев комбинированным агрегатом) распределение твердости верхней части почвенного профиля отличается резко выраженной асимметричностью, что, по-видимому, является результатом воздействия техногенного фактора. Выявить и элими-

нировать влияние данного фактора можно с помощью использования нетрадиционных (организованных) систем зондирования почвы и обработки полученных данных методом непараметрической статистики.

ЛИТЕРАТУРА

1. Айвазян С.А. и др. Классификация и снижение размерности — М.: Финансы и статистика, 1989. — 2. Благовещенский Ю.Н., Самсонова В.П., Дмитриев Е.А. Непараметрические методы в почвенных исследованиях. М.: Наука, 1987. — 3. Василевич В.И. Статистические методы в геоботанике. М.: Наука, 1963. — 4. Гатаулин А.М. Система прикладных статистико-математических методов обработки экспериментальных данных в сельском хозяйстве. Ч. 1, 2. М.: МСХА, 1992. — 5. Дмитриев Е.А. Закономерности пространственной неоднородности состава и свойств почв. — Автореф. докт. дис. М., 1983. — 6. Доспехов Б.А. Методика полевого опыта. М.: Агропромиздат, 1985. — 7. Крутов В.И., Грушко И.М., Попов В.В. и др. Основы научных исследований. М.: Высшая школа, 1989. — 8. Лакин Г.Ф. Биометрия. М.: Высшая школа, 1980. — 9. Литл Т., Хилл Ф. Сельскохозяйственное опытное дело. Планирование и анализ. М.: Колос, 1981. — 10. Маслов А.А. Количественный анализ горизонтальной структуры лесных сообществ. М.: Наука, 1990. — 11. Прохорова З.А., Фрид А.С. Изучение и моделирование плодородия почв на базе длительного

полевого опыта. М.: Наука, 1993. — 12. *Теннант-Смит Дж.* Бейсик для статистиков. М.: Мир, 1988. — 13. *Vachman I., Hartge K.* — Mitt. der Deutsche Bodenk. Geselsch., 1990, Bd. 1, S.57—60. — 14. *Buhtz E.* Feldver-
suchtechnik und Pflanzenzüchtung. Berlin, 1990. — 15. *Hartge K., Horn R.* Die physikalische Untersuchung von Böden. Stuttgart, 1989. — 16. *Werner D.* — Tag. Ber. Akad. Landwirtschaft. DDR, 1984, Bd 227, S. 205—213.

Статья поступила 5 сентября 1994 г.

SUMMARY

In complex stationary experiment conducted on sandy soil at the experimental station of Gumboldt University in Berlin the sounding of plots was carried out after sowing winter wheat with common and conserving (chiseling up to 10 cm, presowing loosening and sowing with combined equipment) systems of soil management. In sowing with combined equipment soil hardness in the layer of 0—60 cm is characterized by statistical spread in data according to the law of normal distribution. At the same time, occasional arrangement of measurement points and application of standard statistical methods for data processing are possible. With common soil treatment (plowing up to 28—30 cm, presowing loosening and sowing with combined equipment) distribution of characteristics of hardness in the upper layer is extremely asymmetric, which is likely to result from the effect of technogenic factor; its effect may be found with non-traditional (ordered) systems of sounding the soil and using the methods of non-parametric statistics.