

УДК 631.5:311.2

ОСОБЕННОСТИ МЕТОДИКИ ПОЛЕВОГО ЭКСПЕРИМЕНТА

Б. Д. КИРЮШИН

(Кафедра земледелия и методики опытного дела)

Рассматриваются особенности агрономических исследований и требования к их проведению. Отдельные научные положения представлены в дискуссионно-познавательном плане. Успех эксперимента в условиях полевой обстановки определяет правильный учет действия и взаимодействия плодородия почвы, особенностей погоды и соответствующей агротехники, т. е. правильные биологическую и статистическую модели эксперимента. Составление выборки по площадкам 1—10 м² внутри одной делянки может в отдельных случаях заменить целые делянки повторений в опыте при обследовании посевов и почвенных характеристик. При этом практическое заключение в отношении эксперимента делает сам исследователь на основе профессиональной компетентности. При сравнении неоднородных выборок и результатов экспериментов со смещенной вариацией признаков следует отдавать предпочтение непараметрическим методам статистической оценки. Такие оценки параметров, как медиана и квартили заменяют выборочные оценки: среднюю и дисперсию в качестве характеристик положения и вариации совокупности. Процентили помогают также выбрать оптимальные сроки машинной уборки плодово-ягодных культур с растянутой фазой созревания.

Науку считают локомотивом производства, так как ее суть сводится к творческому поиску нового в теории и совершенствованию уже известного на практике с конечной целью повышения эффективности человеческого труда. Рабочим инструментом науки служит эксперимент или в более широком понимании — научное исследование. Поэтому научным, в прикладном смысле, квалифицируют лишь тот труд или результат, который прошел проверку научным исследованием или серией экспериментов.

Главными критериями эффективности агротехнических приемов служат экономически обоснованная величина урожая и его качество при допустимом уровне негативных последствий для окружающей среды. На результаты эксперимента, кроме изучаемого фактора, влияет мно-

жество неизучаемых, контролируемых и неконтролируемых, обусловленных погодой, почвой, растениями и их агротехникой. Помимо этого влияют взаимодействие факторов и стечение обстоятельств, или случайностей. Таким образом, урожай венчает «здание», основанием которого являются почва и климат, а стенами — возделываемые культуры и их агротехника. Успех агрономических технологий во многом зависит от учета и правильного сочетания этих 5 взаимозависимых составляющих земледелия, а успех эксперимента — от профессионализма исследователя.

Если цикличность агрономической деятельности обусловлена технологией возделывания культур и погодными условиями, то в логике мышления ученого она формулируется двумя триадами: наблюдение — осмысление — эксперимент; выдви-

жение рабочей гипотезы — ее проверка экспериментом — рождение новых гипотез.

При изучении более 1–2 вопросов резко возрастает объем эксперимента и его сложность, что, в конечном итоге, снижает качество работы. После постановки проблемы и выдвижения рабочей гипотезы решаются лишь отдельные задачи, актуальные для текущего времени и сопутствующих условий социальной и научно-технической среды, а сама проблема остается в качестве фронта бесконечных творческих поисков.

В полевой обстановке невозможно выбрать для закладки опыта идеально выравненный земельный участок. Рекогносцировка плодородия почвы осуществляется с помощью мелких учетов урожайности уравнивательных (рекогносцировочных) посевов культур сплошного сева. По результатам мелкого учета проводят картирование, т. е. наносят на бумагу в произвольном масштабе цифровой материал (урожайность по площадкам, ц/га), представленный штриховкой или окраской разной интенсивности. Картограмма плодородия почвы наряду с графиками поделночной урожайности, или «рельефом» плодородия земельного участка позволяют выбрать наиболее эффективный способ размещения повторений, делянок и вариантов в опыте (рис. 1).

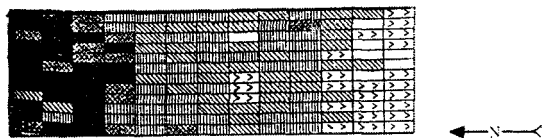
Сглаженные кривые получены на основе простых скользящих средних, как среднеарифметических трех дат: исходной, предшествующей и последующей, т.е. $\bar{y}_1 = (y_{i-1} + y_i + y_{i+1})/3$. Для сглаживания крайних значений берут их удвоенную величину плюс последующее (предыдущее) значение: $\bar{y}_1 = (2y_1 + y_2)/3$ и $\bar{y}_n = (2y_n + y_{n-1})/3$. Они представляют вид варьирования плодородия почвы опытного участка, который условно мож-

но назвать закономерным или систематическим (1 и 2), случайным (3) и сложным, закономерно-случайным (4). С увеличением площади делянки до 300 м² (объединение 3 площадок по 100 м²) гетерогенность почвенного покрова будет возрастать, что демонстрируют данные картограммы.

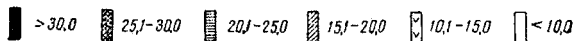
Результаты дробного учета рекогносцировочных посевов разных культур и технологий могут значительно различаться и не соответствовать состоянию отдельных показателей почвенного плодородия. Об этом свидетельствуют данные обследования мощности лессового слоя почвы и соответствующей продуктивности рекогносцировочных посевов пожнивного рапса и гороха на площадках от 300 до 700 м² перед закладкой полевого опыта «Системы земледелия» в Геттингене, Германия (рис. 2).

Процент проективного покрытия пожнивного рапса не зависит от потенциального плодородия почвы. Более того, отмечается тенденция к снижению интенсивности роста на почве с мощной лессовой подпочвой. Это явление можно объяснить поверхностной корневой системой и краткосрочностью роста этой культуры. Максимальная урожайность гороха также получена в условиях минимальной мощности лессового горизонта. Это обуславливалось тем, что мощный лессовый слой замедлял дренаж избыточной влаги в условиях переувлажненного 1981 г. Каменистая подпочва напротив обеспечила благоприятные условия для корневой системы гороха, чувствительной к избытку влаги, что и предопределило более высокие урожаи гороха на частях опытного участка с маломощной лессовой подпочвой. На этом примере можно демонстрировать актуальность известного в земледелии «закона минимума»: величина урожая измеряется фактором, находящем-

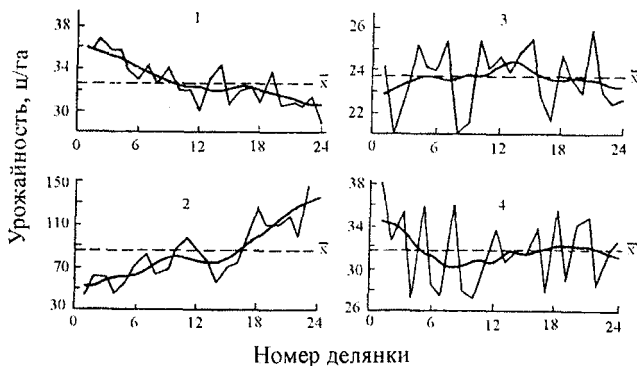
А



Урожайность, ц/га

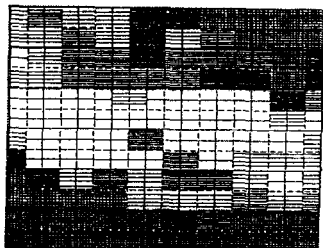


В



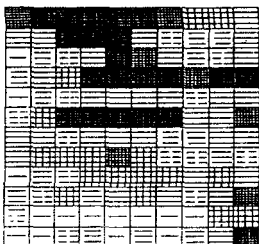
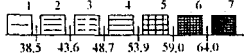
Номер делянки

Мощность лессового горизонта, см



Картограммы дробных учетов продуктивности рекогносцировочных посевов

1980. Поздний рапс, интенсивность роста, % проективного покрытия $y=51,3\%$



1981 г. Горох на зерно, урожайность, $y=23,5$ ц/га

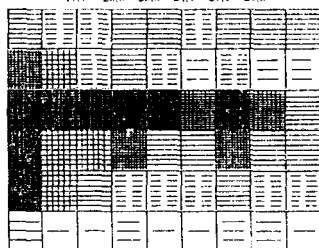
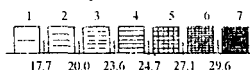


Рис. 1. А — картограмма плодородия почвы опытного участка по результатам дробного учета урожаев овса (144 площадки по 100 м², учхоз «Михайловское»). В — кривые варьирования урожайности по делянкам дробного учета (ломаные линии) и их сглаженные кривые: 1 — Безенчукская опытная станция, 2 — Полевая станция ТСХА, 3 — Украинский НИИ растениеводства, селекции и генетики, 4 — учхоз «Михайловское»; (1 и 3 — яровая пшеница, 2 — викоовсяная смесь, 4 — ячмень) [3]

Рис. 2. Картограмма пестроты почвенного покрова в опыте «Системы земледелия» на основе мощности лессового горизонта, а также дробных учетов интенсивности роста позднего рапса на 120 площадках по 300 м² и урожайности последующего гороха на 54 площадках по 700 м² [12]

ся в минимуме по отношению к потребностям растения. Экстремальные условия создают наиболее рельефный фон для его проявления. В данном случае роль минимума сыграл недостаток воздуха, а роль ингибитора роста — избыток влаги.

Примеры дробных учетов по двум опытам в России и Германии позволяют усомниться в надежности результатов подобной рекогносцировки вариации почвенного плодородия. Урожайность дробных учетов может служить лишь косвенным и приближенным показателем плодородия почвы. Продуктивность культуры зависит от состояния пахотного и подпахотных горизонтов почвы, особенностей погоды и биологии самой культуры, а также технологии ее возделывания. Более надежной оценкой будет серия дробных учетов в течение нескольких лет.

Выравнивание фона (не изучаемых факторов) для сравнения вариантов играет особую роль в опытах с многолетними культурами, например плодовыми деревьями. Это обусловлено не столько гетерогенностью почвенного плодородия делянок, сколько вариативностью непосредственных объектов эксперимента. Своеобразной рекогносцировкой для плодово-ягодных насаждений служит таксация, предварительная оценка однородности фона по состоянию растений. К таксационным признакам относят урожайность за предшествующие 2-4 г., диаметр (окружность) штамба и т. д. Влияние разнородности экспериментальных единиц и их сопряженной влияния на ошибку опыта устраняется ковариационным анализом [6,9].

Для большей надежности данные дробного учета подвергают группировке и статистической обработке с целью получения гистограммы и кривой фактического распределения значений урожайности и степени их

вариации. В случае сильного отклонения эмпирической кривой от нормального распределения следует выбраковать отдельные наиболее пестрые пятна на карте. Картограмма в сочетании с результатами статистической обработки помогает выделить более однородные блоки земельного участка под повторения, а также уточнить площадь, форму и ориентацию делянок. Статистические характеристики, полученные при обработке данных дробного учета, позволяют рассчитать оптимальное число повторений (повторность) по формуле: $n = S, \%/E^2$, где $S, \%$ — коэффициент вариации (относительное стандартное отклонение) почвенного плодородия, а $E, \%$ — случайная ошибка, обусловленная неоднородностью почвенного покрова. При отсутствии данных дробного учета можно ориентироваться на средние значения « $S, \%$ » по литературным данным, например, для делянок площадью 50-150 м² $S, \% = 10-25\%$, для делянок 200-500 м² — 6-10%. Точность и тем более репрезентативность полевого эксперимента, как правило, возрастает с увеличением площади делянки с 10 до 250 м² [3]. Величину коэффициента вариации следует уточнить глазомерной оценкой уравнительного посева.

По большому счету конечной целью статистической оценки является установление статистической погрешности, которая определяет объективную ошибку эксперимента. В субъективном плане величина ошибки в опыте зависит от тщательности соблюдения основополагающих принципов опытного дела, которые по аналогии с требованиями начальной школы в англоязычных странах обозначают правилом трех «R». Грамотный человек должен уметь читать, писать и считать (READ, WRITE, ARITHMETIC). Грамотный в опытном

деле должен знать и соблюдать правило своих трех «R»: REPPLICATE или REPPEAT — копировать (повторение в опыте) или повторять; RANDOMIZE — тянуть жребий, рандомизировать (RANDOM — наобум или случайно); REQUES HELP — обращаться за помощью, или консультироваться [4]. В русской версии это правило можно обозначить аббревиатурой РПК (рандомизация, повторность, консультация). Велика роль случайности в проявлении тех или иных свойств изучаемыми объектами и поэтому малоубедительно прозвучит заключение на основе 1-2 наблюдений или краткосрочного опыта без повторности. Кроме того, повторность и известный объем выборки позволяют установить ошибку исследования. При отсутствии территориальной повторности (длительные опыты) возможность статистической обработки наблюдений и учетов могут обеспечить пробные площадки размером 1-10 м². С учетом выше приведенных примеров высокой поделочной вариации почвенного покрова такие площадки внутри одной делянки могут заменить целые делянки повторений и в краткосрочных опытах при учетах состояния посевов и почвенных характеристик. Количество таких площадок должно, как минимум превышать число повторений в опыте.

Рандомизацию, или случайность использовали еще при общинном земледелии, когда участки земли справедливо распределяли по жребию. Многие пособия по статистике, биометрии и опытному делу содержат таблицу случайных чисел. Они необходимы для размещения вариантов по экспериментальным единицам, планирования наблюдений в опыте и составления выборки. Независимо от уровня подготовленности надо консультироваться как у экс-

пертов, так и со своими коллегами. К сожалению, этим положением нередко пренебрегают, хотя оно одинаково важно как для студента, так и для академика.

Математические, или статистические методы, в приложении к эксперименту трактуемые синонимами, помогают спланировать любое исследование: от простых наблюдений и учетов до комплексных испытаний и многофакторных экспериментов и объективно оценить их результаты. Соответствующее математическое обеспечение усложняется от описательной до экспериментальной статистики. В отличие от описательной статистики с ее моделью *a posteriori*, т. е. постфактум, или пассивной регистрации и анализа фактов, экспериментальная статистика позволяет моделировать *a priori*, т. е. до проведения эксперимента. Некоторые ученые предпочитают называть эту область статистики «вариационная», или «вероятностная статистика», т. к. исследователь имеет дело с рядами значений случайной переменной, подверженной большей или меньшей изменчивости, или вариации [4, 5, 8, 10]. Однако значение математической статистики для опытника обусловлено прежде всего тем, что она «вооружила» его выборочным методом, т. е. возможностью оценить всю совокупность на основе ее части, пробы, или выборки.

Выборка должна соответствовать природе и характеру совокупности и иметь такой объем, чтобы быть представительной, или репрезентативной. С увеличением индивидуальных различий необходимо отбирать большее число растений (проб). Так, в социологических опросах репрезентативную выборку составляет популярное число: 1500 респондентов с не менее популярной погрешностью в 2,5%. Символом объема выборки

служит «п», а совокупности — N. Однако в целях различия с повторностью допускается использование «N», тем более, что объем генеральной совокупности — величина, как правило, абстрактная. Объем выборки можно рассчитать до выхода в поле. Например: $N = (2S_{\%}/E)^2$, где число «2» соответствует 95% уровню доверия. Для 90, 70 и 50% вероятности коэффициенты, или критерии t, составляют 1,64; 1,0 и 0,84. $S_{\%}$ — коэффициент вариации берется из предшествующих исследований (приблизительно), E,% — ошибка выборки, условно допускаемая исследователем. Для данных, выраженных в абсолютных единицах измерения, формула примет вид: $N = (2S/s_{\bar{y}})^2$, где S — стандартное отклонение, $s_{\bar{y}}$ — ошибка средней (выборки). Значение S можно «прикинуть» на основе нескольких растений (объектов), размаха варьирования и коэффициента «к» по формуле: $S = (Утах - Ушт)/k$, ИЛИ $S = W/k$. Для объема выборки (n), равного 2, 3, 4, 5 и 6, k соответствует 1,13; 1,69; 2,06; 2,33 и 2,53 (значения k приводятся в статистических таблицах Снедекора и Кохрана). При объемах выборки от 40 до 500 значение k варьирует в пределах 4...6. При $n \gg 500$, $S \ll W/6$ [1, 2, 3, 7]. Формула ошибки и коэффициента k — два примера важного прикладного значения математической статистики. Выборки объемом менее 20 (30) единиц принято считать малыми, а более 30 (50) — большими.

Среди наиболее известных методов отбора проб выделяют субъективный, случайный, систематизированный, локально и послойно рандомизированные. Репрезентативную выборку может дать любой из них в зависимости от цели исследования, характера и вида варьирования совокупности и объема выборки.

Субъективный метод эффективен для малых и очень малых выборок в руках опытного специалиста. Систематизированный метод предполагает отсутствие градиента плодородия почвы (смещенной вариации), тогда он выигрывает перед случайным методом меньшим объемом выборки. Другие два метода учитывают преимущества рандомизации и систематизации. Главное — предварительно хорошо изучить всю совокупность.

Стандартные методы математической статистики базируются на параметрических распределениях вероятностей случайной переменной. Фактические, или эмпирические распределения значений получаемых дат в этом случае сопоставляют с теоретической кривой. Однако в настоящее время все большее значение находят непараметрические методы статистики. Последние переживают свое второе рождение. Это обусловлено тем, что не все вопросы научного исследования можно разрешить с помощью закономерностей нормального и других параметрических распределений вероятностей случайной переменной. Непараметрические методы не опираются на жесткие параметры, типичные или константные величины и уравнения теоретической кривой [1, 2, 11, 14]. Они позволяют провести более объективный анализ и сравнение неоднородных выборок со смещенной, или ненормальной вариацией значений переменной. Неоднородность выборки может быть таковой в силу объективных и субъективных причин. В зависимости от формы кривой меняются соотношения между характеристиками центральной тенденции: арифметической средней, медианой и модой.

Для симметричных кривых: $\bar{y} = Me = Mo$.

Для правоскошенных (левая часть кривой — крутая): $\bar{y} > Me > Mo$.

Для левоскошенных (правая половина — крутая): $\bar{y} < Me < Mo$.

Для умеренно асимметричных распределений расхождение этих трех характеристик центральной тенденции выражается соотношением Пирсона: $Me = \frac{1}{3}Mo + \frac{2}{3}\bar{y}$ [1, 10]. Например: $\bar{y} = 24$, а $Mo = 12$, тогда $Me = \frac{1}{3} \times 12 + \frac{2}{3} \times 24 = 20$.

Рассмотрим квантили (от лат. quantum — сколько). В качестве одного из непараметрических методов, практически не используемый в отечественной агрономии. Квантили — это определенные части ранжированного, или вариационного ряда данных. Например, если ряд разбить на 4, 10 и 100 равных частей, то получим соответственно квартили (четверти), децили («десятины») и центили, или проценти («сотки»). В числовом выражении конкретную квантиль представляет значение ряда, пограничное для двух соседних частей. Таким образом, квантиль — это определенная часть дат ранжированного и разбитого на равные части ряда, расположенных слева от пограничного значения, и в то же время — число (пограничное значение).

Спектр использования квантилей простирается от характеристики вероятностей распределения случайной переменной, оценки средней и вариации во всей совокупности до прогнозирования оптимальных сроков технологических операций. В прошлом при отсутствии вычислительной техники широкое использование квантилей обуславливалось простотой их расчетов. При нахождении какой-либо квантили требуется упорядочить данные и разбить полученный ряд на равные части. Для k -равных частей вероятность попадания случайной переменной в любую часть ряда составит $1/k$. При этом число квантилей (числовых вы-

ражений) всегда на единицу меньше количества частей, т. е. равно $k - 1$. Если ранжированный ряд разбить на 2 части, то получим одну медиану (от лат. mediana — середина, средняя). В случае 4 частей получают три квартили. Медиана делит ряд на 2, а квартили — на 4 равные части. Вероятность распределения отдельных значений в любую половину или четверть ряда составит соответственно 50 и 25%. Помимо медианы и квартилей для агрономических исследований представляют интерес и проценти («сотки»). Вероятность распределения случайной переменной в любую сотку составит 1%. Для 100 «соток» число процентелей равно 99 в интервале от 0,01 до 0,99. Наибольшее значение при статистической оценке данных получили две проценти: 0,95 и 0,99 [2,4,13]. Эти квантили, или части ряда, называют доверительными интервалами для искомых параметров. Вероятность нахождения любого значения или среднего всей совокупности в этих интервалах составит соответственно 95 и 99%.

Символом любой квантили служит выражение q_1^k , или, q_p (для квартилей чаще используют Q), где k — число частей, на которые разбит ряд, i — порядковый номер квантили и p — доля от всего ряда (выборки). При $k = 4$ получим следующие квартили: $q_1^4 = q_{0,25} = Q_1$; $q_2^4 = q_{0,50} = Q_2$ и $q_3^4 = q_{0,75} = Q_3$, т.е. первую (нижнюю), вторую (медиану) и третью (верхнюю) квартили. Слева от этих квартилей (чисел) находится соответственно 25, 50 и 75% значений выборки. Для большей наглядности предлагается вариационный ряд примера с густотой посадки картофеля в рядке, который рассматривается позднее. Выделим квартили на линии точек, представляющих отдельные значения признака, в том числе

и одинаковые, от минимального до максимального (рис. 3). Значение медианы, первой и третьей квартилей зависят от объема выборки (числа всех значений ряда n). При n , равном нечетному числу, медиану представляет одно центральное (серединное) значение, а в случае четного числа — полусумма двух центральных значений. Слева и справа от медианы всегда находится одинаковое количество значений ранжированного ряда. Первую и третью квартили можно определить по принципу медианы в соответствующих половинах ряда. Однако лучше воспользоваться правилом: если отношение $n/4$ — целое число, тогда порядковый номер значения первой квартили будет равен $n/4$, а третьей: $n - n/4$. При дробном отношении ($n/4$)

$Q_1 = y_{\frac{n}{4}+1}$, $Q_3 = y_{n - \frac{n}{4}}$ (из отношения $n/4$ берут только число целых). Например, если $n = 20$, тогда $Q_1 = y_5$ ($20/4 = 5$, пятая дата ряда), а $Q_3 = y_{15}$ ($20 - 5 = 15$, пятнадцатая дата ряда). При $n = 25$, $Q_1 = y_7$ ($25/4 + 1 = 7$), $Q_3 = y_{19}$ ($25 - 6 = 19$). Разность между Q_3 и Q_1 называют кварталным расстоянием (КР), а полуразность (КР/2) — кварталным отклонением (Q). Две внутренние четверти вариационного ряда называют «игровым полем». Их значения («игроки»), составляющие 50% ряда, оказывают решающее влияние на оценку совокупности [14]. Примечательно, что при нахождении стандартных характеристик совокупности методами па-

раметрической статистики все значения ряда одинаково важны.

Сравним эффективность медианы и квартильного отклонения при оценке неоднородных выборок со стандартными характеристиками: арифметической (выборочной) средней и среднеквадратическим (стандартным) отклонением. В качестве примера возьмем ранее не публиковавшиеся данные сравнительной оценки качества посадки картофеля по фону культивации и фрезерования (1986-1988 гг., учхоз «Михайловское»).

При замере расстояний между клубнями в рядке при механизированной посадке картофеля выявлены значения в интервале от 6 до 36 см. Данные малых выборок (10-20 замеров) не позволили выявить существенных различий по t-критерию по двум вариантам предпосевной подготовки почвы. (По равномерности глубины посева зерновых культур, фрезерование существенно превосходило культивацию). Однако степень вариации признака по культивации была вдвое выше, чем по фрезерованию. Поэтому объединенную выборку $n = 60$ нельзя считать однородной. Проранжируем исходные данные и выделим три квартили: 6, 8, 9, 12, 13, 14, 14, 15, 16, 16, 17, 17, 18, 18 ($Q_1 = 18$), 18, 19, 19, 20, 20, 21, 21, 21, 22, 22, 22, 22, 23, 23 ($Q_2 = Me = 23$), 23, 23, 24, 24, 24, 24, 25, 25, 25, 25, 25, 26, 26, 26, 27 ($Q_3 = 27$), 27, 27, 27, 28, 28, 29, 30, 31, 31, 32, 32, 33,

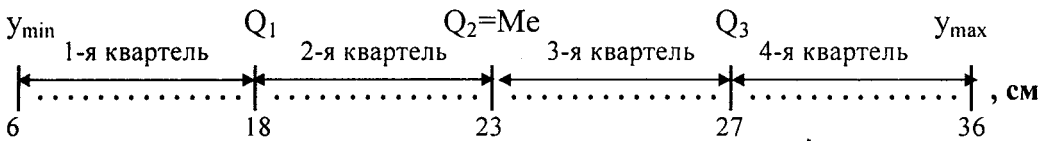


Рис. 3. Линия точек-значений ранжированного ряда ($n=60$) с выделенными квартилями (3 пограничных числа: Q_1 , Q_2 , Q_3 и 4 части). Каждая квартиль включает 15 значений. Первая начинается с y_{\min} , а четвертая заканчивается y_{\max}

35, 36. В данном случае отношение $n/4$ составляет целое число ($60/4 = 15$). Первая квартиль будет равна значению пятнадцатой, а третья — сорок пятой даты: $Q_1 = y_{15}$ ($n/4 = 15$ пятнадцатая дата) = 18 см, $Q_3 = y_{45}$ ($n - n/4 = 45$ сорок пятая дата) = 27 см, медиану составит полусумма двух центральных значений: тридцатого и тридцать первого ($y_{n/2} + y_{n/2+1})/2$: $Q_2 = Me = (23 + 23)/2 = 23$ см. Средневзвешенная средняя будет равна 22,47 см ($\bar{y} = \sum yf/n$, где f — частота встречаемости отдельных значений). Стандартное отклонение

$$S = \sqrt{\frac{\sum(y - \bar{y})^2}{(n-1)}} = \sqrt{2528,93/59} = 6,55 \text{ см}$$

Квартильное отклонение равно $Q = (Q_3 - Q_1)/2 = (27 - 18)/2 = 4,5$ см. Различия параметрических ($\bar{y} = 22,47$ см, $S = 6,55$ см) и непараметрических характеристик ($Me = 23$ см и $Q = 4,5$ см) указывают на неоднородность выборки. Это подтверждается наличием двух мод (две даты: 23 и 25 встречаются по пять раз, т. е. чаще любой из остальных дат) и левоскошенностью эмпирической кривой (правая часть — крутая, т. е. большие значения встречаются чаще) (рис. 4). Эмпирическая кривая (полигон) получена на основе группировки данных на восемь классов и построения гистограммы распределения их численностей (табл. 1).

При строгой оценке параметров всей совокупности медиана и квартильное отклонение данной выборки имеют преимущество перед стандартными характеристиками. Относительное стандартное отклонение ($S, \%$), или коэффициент вариации (KB), значительно превысило максимально допустимый предел в 20%:

$$KB = S\% = S/\bar{y} \cdot 100 = 6,55/22,47 \cdot 100 = 29,14\% \quad (1)$$

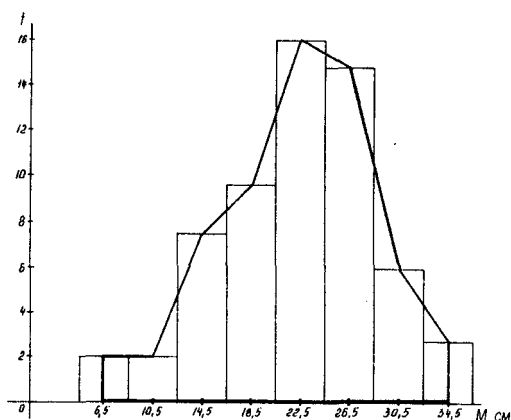


Рис. 4. Гистограмма и полигон плотности посадки картофеля (f — частоты встречаемости отдельных значений, M — среднегрупповые расстояния между клубнями в рядке)

В зарубежных опытах при строгом подходе верхний предел составляет 12% [4,13]. Точность данного исследования оказалась достаточно высокой, т. е. ошибка меньше 4%. Она устанавливается на основе относительной экспериментальной ошибки, а последняя на основе выборочных: средней и дисперсии, или стандартного отклонения:

$$E\% = \sqrt{S^2/n} \cdot 100/\bar{y} = \sqrt{42,86/60} \cdot 100/22,47 = 3,8\% \quad (2)$$

Этот вывод основан на стандартных характеристиках: выборочной средней и стандартном отклонении. Однако выборка нашего примера — неоднородна. Распределение — двухмодально (или бимодально) и скошено влево. При строгом подходе для оценки средней и вариации во всей совокупности следует отдать предпочтение непараметрическим характеристикам: медиане ($Me = 23$ см) и квартильному отклонению ($Q = 4,5$ см). Если возьмем эти характеристики, то получим: $KB = 4,5/23 \times 100 = 19,5\%$, а

**Итоги группировки данных рядковой густоты
(расстояний между клубнями в рядке) при механизированной посадке картофеля**

Нижняя и верхняя граница классов, см	Групповая средняя М, см	Частота		Сумма частот	
		абсолютн. f	относит. f, %	абсолютн. F	относит. F, %
4,5 ... < 8,5	6,5	2	3,33	2	3,33
8,5 ... < 12,5	10,5	2	3,33	4	6,66
12,5 ... < 16,5	14,5	7	11,67	11	18,33
16,5 ... < 20,5	18,5	9	15,00	20	33,33
20,5 ... < 24,5	22,5	16	26,67	36	60,00
24,5 ... < 28,5	26,5	15	10,00	51	85,00
28,5 ... < 32,5	30,5	6	5,00	57	95,00
32,5 ... < 36,5	34,5	3	100	60	100

$$E = S/\sqrt{n} \times 100/Me = 4,5/7,75 \times 100/23 = 2,56\%$$

Поскольку математические методы служат лишь рабочим инструментом, то практическое заключение делает сам исследователь. Отсутствие существенных различий в равномерности посадки картофеля по фрезерованию и культивации обусловлено биологической причиной. В отличие от мелкосеменных зерновых культур повышенная глыбистость посевного слоя не оказывает негативного влияния на посадку клубней. Неоднородность выборки может быть и следствием ее недостаточного объема.

Более длительна процедура нахождения процентилей, поскольку требуется предварительная подготовка рабочей таблицы и графика. Таблица представляет непрерывный вариационный ряд всех чисел (фактических и возможных) от минимального до максимального значения в данной выборке. Против каждого значения указывают частоты, включая нулевые. Затем частоты суммируют нарастающим итогом и выражают в % к объему выборки. Пример расчетов представлен в табл. 2.

Затем строят график, на оси ординат которого отображают относительные суммы частот от 0 до 100, а на оси абсцисс — непрерывный ряд возможных значений признака от минимального до максимального (рис. 5). Ось ординат служит одновременно и квантильной шкалой. Числовое выражение признака, которому соответствует любая квантиль (процентиль) от 0,01 до 0,99-получают на оси абсцисс путем восстановления перпендикуляра из соответствующей точки на оси ординат и пересечения

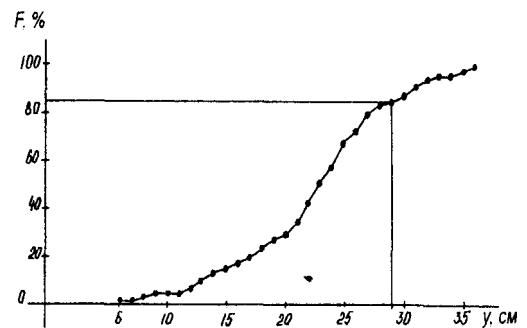


Рис. 5. График накопления относительных сумм частот (F, %) расстояний между клубнями в рядке (y) с выделением 0,85 квантили (85% значений (y) меньше 28,5 см)

Таблица 2

Непрерывный вариационный ряд расстояний между клубнями в рядке (у) при механизированной посадке картофеля, соответствующие частоты (f) и суммы абсолютных и относительных частот (F и F%)

у, см	f	F	F,% ¹
6	1	1	1,7
7	0	1	1,7
8	1	2	3,3
9	1	3	5,0
10	0	3	5,0
11	0	3	5,0
12	1	4	6,7
13	2	6	10,0
14	2	8	13,3
15	1	9	15,0
16	2	11	18,3
17	2	13	21,7
18	3	16	26,7
19	2	18	30,0
20	2	20	33,3
21	3	23	38,3
22	4	27	45,0
23	5	32	53,3
24	4	36	60,0
25	5	41	68,3
26	3	44	73,3
27	4	48	80,0
28	3	51	85,0
29	1	52	86,7
30	1	53	88,3
31	2	55	91,7
32	2	57	95,0
33	1	58	96,7
34	0	58	96,7
35	1	59	98,3
36	1	60	100,00

¹ F,% округлены до десятых.

его с точечной кривой накопления частот.

Подобные графики используются для определения оптимальных сроков проведения технологических операций, причем календарные сроки откладывают на оси абсцисс, а степень созревания плодов ((готовность

продукции) на оси ординат. Оптимальным считают тот срок, когда критическая часть растений достигла необходимого уровня физиологического состояния. Например, соответствующие состояния спелости плодов и ягод для механизированной уборки вишни, черешни и земляники; влажности зеленой массы для силосования (сенажа); содержания сухого вещества для заготовки трав на сено и т. д. Процентили могут представлять интерес как для специалистов плодоводства и кормопроизводства, так и производителей машин в этих отраслях.

Заключение

На основе агрономических и статистических методов планируется и проводится научное исследование, а также анализируются полученные данные. Для каждой выборки и опыта в целом существуют «свои» методы математической обработки. Составление выборки по площадкам 1-10 м² внутри одной делянки может в отдельных случаях заменить целые делянки повторений в опыте при обследовании посевов и почвенных характеристик. При этом практическое заключение в отношении эксперимента делает сам исследователь на основе профессиональной компетентности. Стандартные методы параметрической статистики не позволяют объективно оценить или сравнить неоднородные выборки, часто встречающиеся в агрономических исследованиях. В этих случаях целесообразно использовать непараметрические методы, не имеющие жестких параметров и базовых теоретических кривых. При этом следует считаться с их меньшей робастностью, или чувствительностью. Одним из таких методов служат квантили: медианы, квартили и процентили. Они заменяют выборочные оценки: среднюю и дисперсию в качестве характеристики положения и вариации, а также позволяют прогнозировать оптимальные сроки уборки плодово-ягодных культур с растянутой фазой созревания.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гатаулин А. М. Система прикладных статистико-математических методов обработки экспериментальных данных в сельском хозяйстве, ч. 1, М.: Изд-во МСХА, 1992. — 2. Дмитриев Е. А. Математическая статистика в почвоведении. Изд-во МГУ, 1995. — 3. Доспехов Б. А. Методика полевого опыта (с основами статистической обработки результатов исследований). М.: Агропромиздат, 1973. — 4. Литтл Т., Хиллз Ф. Сельскохозяйственное опытное дело, планирование и анализ. / Пер. с англ. Б. Д. Кирюшина. М.: Колос, 1981. — 5. Методика исследований и вариационная статистика в научном плодоводстве. / Под ред. В. А. Потапова. Мичуринск: Изд-во МГСХА, 1998. — 6. Моисейченко В.Ф., Заверюха А.Х., Трифонова М.Ф. Основы научных исследований в плодоводстве, овощеводстве и виноградарстве. М.: Колос, 1994. — 7. Перегудов В. Н. Планирование

многофакторных полевых опытов с удобрениями и математическая обработка результатов. М.: Колос, 1978. — 8. Перфильев В. Е. Варьирование и взаимосвязь количественных признаков у плодовых растений. Мичуринск, 1994. — 9. Пирс С. Полевые опыты с плодовыми деревьями. / Пер. с англ. М.: Колос, 1989. — 10. Смиряев А.В., Исачкин Ф.В., Харрасова Л.К. Моделирование: от биологии до экономики. М.: Изд-во МСХА, 2002. — 11. Хохлов Н.Ф. К теории познания агрофизических эффектов механической обработки почвы методом стационарного полевого опыта. — Докл. ТСХА, 2000, вып. 272. — 12. Claupein W. Mnglichkeiten und Grenzen der Extensivictung im Ackerbau. Triade-Verlag, Gnttingen, 1994. — 13. Thomas E., Dittrich C., Novak L. Mathematische Statistik. — Biometrie. Vorlesungs-skript und bbungsaufgaben. Berlin, Humboldt — Univ., 1994. — 14. Rash D., Tiku M. L., Sumpf D. Elsevier's Dictionary of Biometry, Elsevier, 1994.

Статья поступила
11 марта 2004 г.

SUMMARY

Specific features of agronomic investigations and demands to conducting them are considered. Some scientific problems are presented in discussive-cognitive plan. Success in the experiment in field conditions depends on correct accounting of action and interaction of soil fertility, specific features of weather and corresponding agricultural practices, that is correct biological and statistical models of the experiment. Selection by areas 1—10 m² inside one plot may sometimes substitute whole plots of repetitions in the experiment with inspecting sowings and soil characteristics. In this case practical result about the experiment is given by the investigator on the basis of professional competence. In comparison of non-uniform extracts and results of experiments with displaced variation of indications preference should be given to nonparametric methods of statistic evaluation. Such evaluations of parameters as median and quartily substitute extractive evaluations: average and dispersion as characteristics of position and variation of totality. Procentilies also help to choose optimal time for mechanical harvesting of fruit-berry crops with long phase of ripening.