

В. С. Ипатов

ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ПАРАМЕТРИЧЕСКИХ КРИТЕРИЕВ ДЛЯ ОЦЕНКИ «ДОСТОВЕРНОСТИ» ПАРАМЕТРОВ ИССЛЕДУЕМЫХ ОБЪЕКТОВ

Использование вероятностных оценок достоверности данных требует соблюдения условия однородности выборки и нормальности распределения признаков. Обычно же в ботанических материалах распределения существенно отличаются от нормального или же малое число наблюдений не позволяет установить характер распределения. В этих случаях вероятностная оценка достоверности не имеет смысла, что часто не принимается во внимание ботаниками. Библиогр. 9 назв. Ил. 5.

Ключевые слова: статистические методы, параметрические критерии, вероятность, распределение, достоверность.

ON THE USE OF PARAMETRIC CRITERIA FOR «RELIABILITY» EVALUATION OF THE PARAMETERS OF THE STUDIED OBJECTS

V. S. Ipatov

St. Petersburg State University, Universitetskaya nab., 7/9, St. Petersburg, 199034, Russian Federation; vsipatov@mail.ru

The use of probabilistic estimates of data reliability requires sample homogeneity and normal feature distribution. As usual, botanical data do not display the normal distribution, or the nature of their distribution remains undetermined due to a small number of observations. In these cases, a probabilistic assessment of reliability is often incorrect and leads to mistakes in interpretations. Refs 9. Figs 5.

Keywords: statistical methods, parametric criteria, probability, distribution, reliability.

Очень часто некоторые методы биометрики без соблюдения условий их применения могут приводить к неверным интерпретациям полученных данных.

В биологии широко используются такие параметры, как среднее арифметическое, разница между средними, дисперсия, коэффициент корреляции, регрессия и т. д. При этом обычно применяется оценка достоверности (существенности, значимости) параметров на основе параметрических критериев: t -критерий и реже F -критерий, условием применения которых является нормальное распределение значений признака в совокупности исследуемых объектов.

В этом случае исходными понятиями являются генеральная и выборочная совокупность (выборка) объектов.

Под генеральной совокупностью понимаются все объекты, характеризующиеся одним и тем же признаком (признаками), интересующие исследователя и имеющие одинаковую вероятность осуществления элементарного события по этому признаку, т. е. одна генеральная совокупность однородна по исследуемому признаку. Выборка включает в себя только часть объектов генеральной совокупности. Исследователю приходится использовать выборку, а не генеральную совокупность, потому что генеральная совокупность может включать в себя неопределенно большое число объектов, но выявить и описать их практически невозможно.

По существу генеральная совокупность выступает как некая абстрактность. Ограничиваясь выборкой, вычисляя для нее необходимые параметры, исследователь по

В. С. Ипатов (vsipatov@mail.ru): Санкт-Петербургский государственный университет, Российская Федерация 199034, Санкт-Петербург, Университетская наб., 7/9.

ним уже судит о том, что выявленные значения параметров свойственны генеральной совокупности и, что более важно, при сравнении нескольких выборок решается вопрос, относятся ли они к одной и той же генеральной совокупности, т. е. сходны или различны.

Правдоподобность сходства (различия) определяется уровнем вероятности. При определенных уровнях вероятности суждение о сходстве признается достоверным, противоположное — недостоверным.

Применение вероятностной оценки достоверности оправдано при соблюдении следующих условий:

- 1) однородности выборки;
- 2) нормальности частного распределения исследуемого признака;
- 3) установлении уровня вероятности, при котором можно считать значение параметра «достоверным».

Выборка должна быть однородна по исследуемому признаку, т. е. включать в себя объекты с определенной вероятностью осуществления элементарного события (так же, как и в генеральной совокупности). Это выражается, в частности в том, что кривая распределения признака не должна быть деформирована. В качестве примеров рассмотрим рис. 1–3. На них представлены кривые распределения окружности ствола в двух сосняках разного возраста. Визуально они воспринимаются как деформированные. Но это следует доказать. Анализ показал, что если не принимать во внимание эти деформации, то кривые могут быть отнесены к кривым случайного распределения типа I по Пирсону (см. ниже). Для них наблюдается закономерность: отношение частот при движении слева направо каждой предыдущей к последующей монотонно увеличивается. У представленных кривых эта закономерность дважды нарушается, что позволяет предположить объединение в выборках по три однородных совокупности. Соответственно, распределение каждой из выборок удалось разложить на три недеформированных совокупности (см. рис. 2). Наличие деформаций свидетельствует о том, что в выборке объединены качественно различающиеся господствующие, индетерминантные (с неопределенной тенденцией хода роста) и угнетенные деревья. В частности, этот факт подтвердил гипотезу о конкуренции как непропорциональном потреблении между растениями ресурсов среды при их дефиците, приводящем к дифференциации деревьев в древостое. Подробнее с этим вопросом можно ознакомиться в работах [1–6]. На рис. 3 представлено распределение расстояний в многомерном пространстве между описаниями растительности на площадках ($0,1 \text{ м}^2$) на лугу. Очевидно, что здесь объединены две качественно различающиеся совокупности. По-видимому, в этом отражается мозаика растительности на лугу. Меньшие расстояния характеризуют сходство площадок в пределах элемента мозаики, а большие — различие между элементами мозаики.

К сожалению, обычно в публикациях однородность выборки не проверяется. Часто кривые распределения не приводятся или представляются выровненные кривые, чем элиминируют деформацию кривых. Тем самым теряется существенная информация об объектах исследования.

Применение вероятностной оценки достоверности параметрическими критериями оправдано только в тех случаях, когда исследуемые варьирующие признаки в выборке соответствуют нормальному случайному распределению (рис. 4, ж) или не слишком от него отличаются. При этом насколько допустимо отклонение от нормального распределения объективно не установлено. Но очевидно, что чем больше выборочное

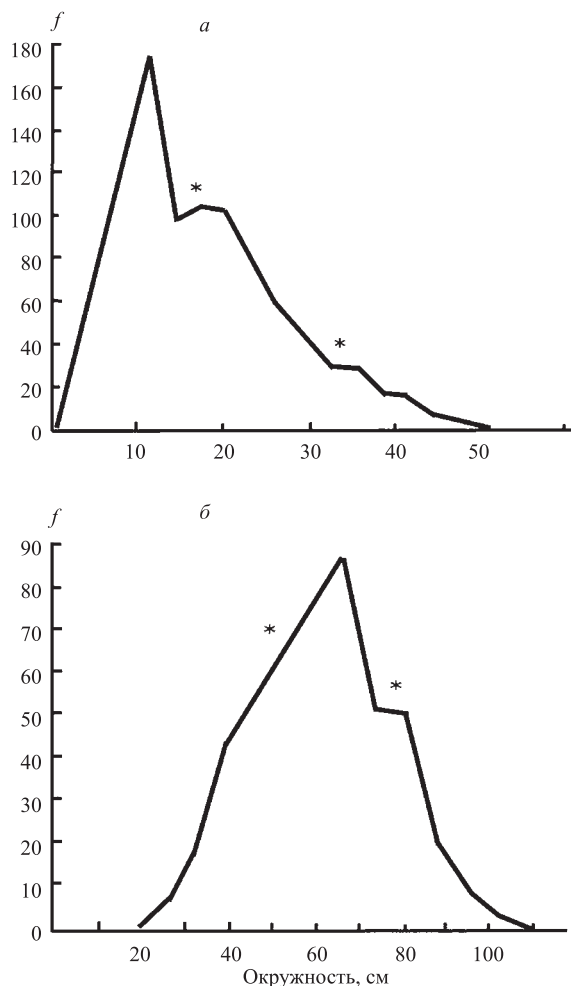


Рис. 1. Эмпирическое распределение деревьев по окружности ствола в древостоях:

a — сосняк (30–35 лет); *б* — сосняк (85–90 лет). По оси абсцисс — окружность ствола (см); по оси ординат — частота. * — деформации кривых (то же для рис. 2, 3, 5).

распределение отличается от нормального, тем менее надежна оценка вероятности и, соответственно, достоверность.

Требование нормальности распределения общеизвестно. Оно приводится во всех руководствах по биометрии. Более того, некоторые журналы требуют подтверждения, что при использовании параметрического критерия распределение имеет нормальный характер, и тем не менее во многих ботанических работах выборка не проверяется на нормальность распределения. В этих случаях суждения о достоверности (недостоверности) становятся ненадежными.

Хочу обратить внимание и на то, что общепринятые пороги вероятности 0,95 и 0,99 не более чем договоренность, и не имеют под собой объективных обоснований. Это приводит к тому, что, например, при различии двух средних с вероятностью

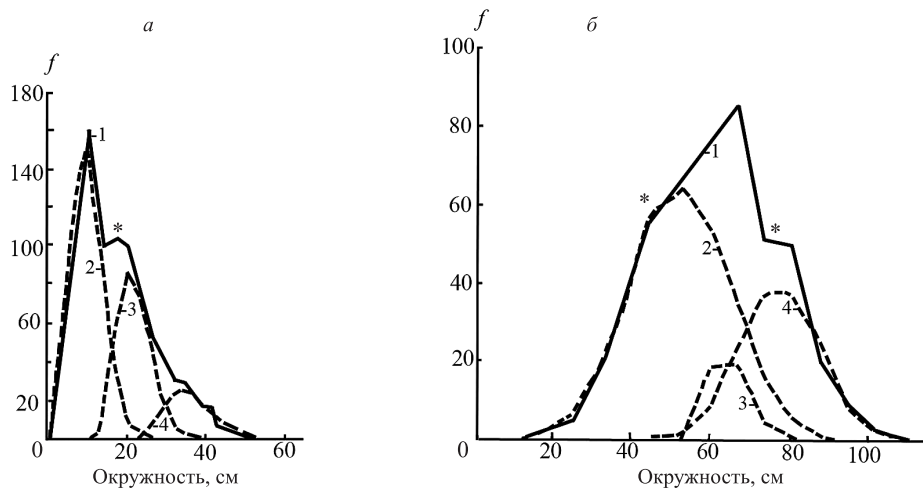


Рис. 2. Разложение кривой распределения на однородные совокупности:

a — сосняк лишайниково-зеленомошный (возраст 30–35 лет, I–II бонитет); *б* — сосняк чернично-зеленомошный (возраст 85–90 лет, III бонитет). 1 — объединенная выборка; 2 — угнетенные деревья (с уменьшающимся приростом); 3 — индетерминантные деревья (с неопределившейся тенденцией прироста); 4 — господствующие деревья (с увеличивающимся приростом).

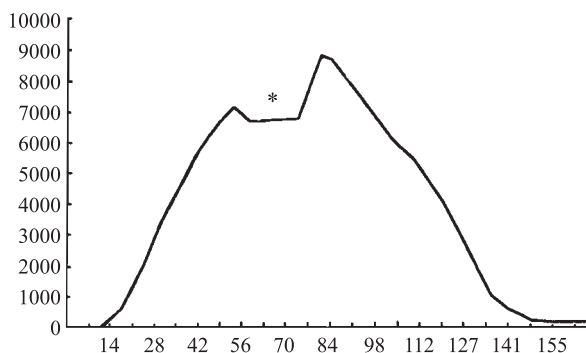


Рис. 3. Распределение расстояний в многомерном пространстве (D) между площадками $0,1 \text{ м}^2$ на лугу, каждая площадка с каждой

По оси абсцисс — D ; по оси ординат — частота.

0,80 они считаются различающимися, или коэффициент корреляции с вероятностью 0,85 трактуется как отсутствие корреляции и т. п. На самом деле такой вывод должен сопровождаться не только обоснованием, не только формальным порогом, но и анализом по существу, поиском ответа на вопрос почему? И не задать ли себе вопрос: может быть, имеет смысл удовлетвориться такой меньшей вероятностью? На это справедливо обратил внимание Дж. У. Снедекор [7].

Нормальное распределение в качественно однородной совокупности образуется, когда вероятность появления элементарного события (исследуемого признака) составляет 0,5. По определению, нормальное распределение является случайным. Очевидно, случайных распределений в качественно однородных совокупностях может быть много

при вероятности элементарного события, отличающейся от 0,5. Более того, сама эта вероятность может зависеть от значения признака.

С разнообразием кривых распределений можно ознакомиться в книге А. К. Митропольского [8, см. кривые Пирсона]. На рис. 4 приведены некоторые из них.

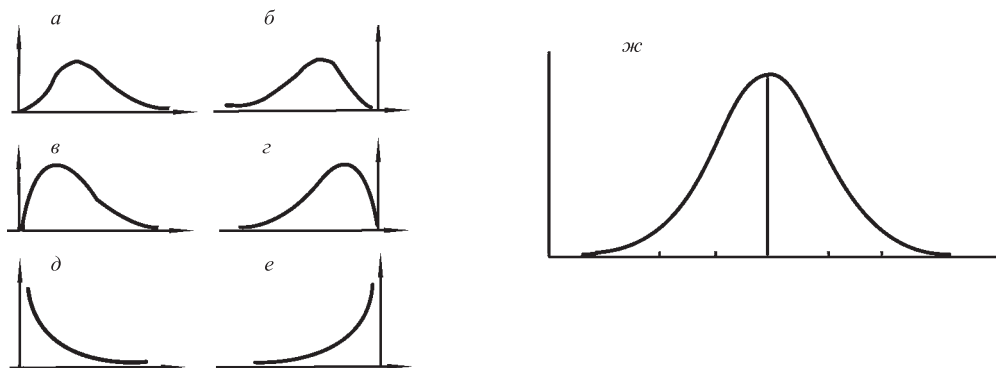


Рис. 4. Примеры кривых теоретического случайного распределения
По оси абсцисс — значения признака; по оси ординат — частота.

Реально на практике нормальные распределения встречаются не чаще, чем иные типы распределений.

Приведу цитату из книги Дж. Эдни Юла и М. Дж. Кендэла. «Читатель может с полным основанием спросить, — говорил Карл Пирсон, — не является ли возможным найти материал, подчиняющийся в пределах вероятных границ нормальному закону? Да, отвечу я, но этот закон не есть всеобщий закон природы. Мы должны охотиться за подобными случаями». И далее: «Как однажды сказал мне М. Липпманн (Lippmann), — пишет Пуанкаре в своем “Исчислении вероятностей” (Calcul des Probabilites), — все верят в закон ошибок: экспериментаторы — потому что принимают его за математическую теорему, а математики — потому что принимают его за экспериментально доказанный факт» [9, с. 225].

Примеры из моей с сотрудниками практики приведены на рис. 5. Полагаю, что распределение большинства видов при оценке проективного покрытия или фитомассы на небольших площадках в пределах фитоценоза не только отклоняется от нормального распределения, но принципиально отличается от него. Кроме того, эмпирическое распределение признаков в выборке может не соответствовать вообще теоретическому случайному распределению любого типа из-за того, что включает в себя несколько типов распределений, образованных качественно различающимися совокупностями (хотя и по одному и тому же признаку).

Иногда, при значительном отклонении от нормального распределения, предлагается трансформировать его в нормальное, используя, например, логарифмическую шкалу или извлекая из значений признака квадратный корень и т. п. Теоретически возможны для этого разнообразные алгоритмы.

Однако при такой трансформации признак переводится в иную размерность: например, исследуемая площадь при извлечении квадратного корня превращается в грубый эквивалент длины, а это уже иная сущность, иной признак. К тому же нельзя

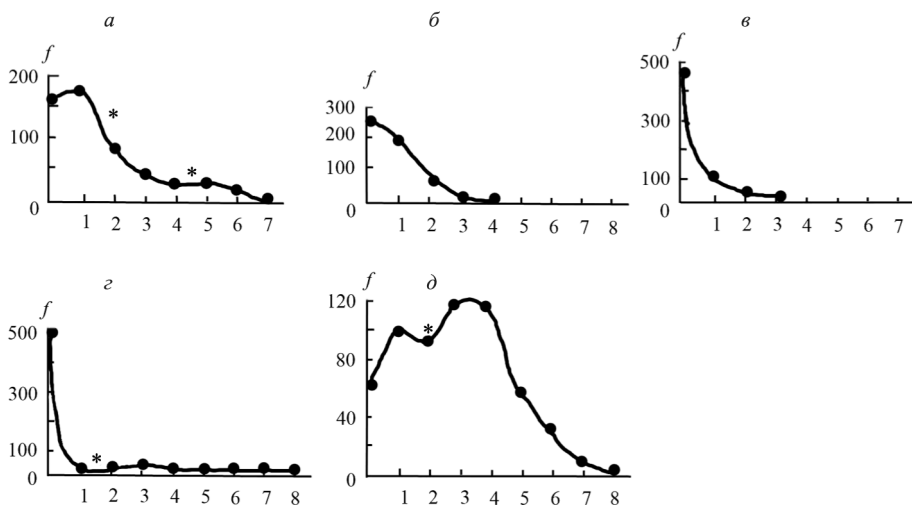


Рис. 5. Эмпирическое распределение проективного покрытия видов по данным 580 площадок размером 0,25 м² на пробной площади дубравы:

а — *Carex pilosa*; б — *Orobus vernus*; в — *Ranunculus cassubicus*; г — *Mercurialis perrenis*; д — *Aegopodium podagraria*. По оси абсцисс — проективное покрытие вида; по оси ординат — частота.

утверждать, что уровень достоверности (значимости) параметра в трансформированном распределении совпадает с таковым в исходном распределении.

Для скошенных кривых распределения нередко применяется непараметрический критерий. Однако при этом сравниваются не конкретные критерии, а центральные тенденции, выражающиеся в основном медианами. При этом необходимо иметь в виду, что медиана может существенно отличаться от средней. Следует отметить, что медиана — интересный параметр, при некоторых исследованиях она оказывается более эффективной, чем средняя.

Очень часто используются малые по численности выборки. Для них проверить нормальность распределения невозможно. И все же применяются критерии достоверности, несмотря на то что такие оценки неопределенны и использовать их не имеет смысла.

Следует подчеркнуть, что ограничения нормальностью распределения не служат препятствием для использования статистических методов для характеристики объектов исследования при любом распределении и в малых выборках.

В этом случае надежность результатов, полученных в одной выборке (их правдоподобность), может подтверждаться при использовании фундаментального научного принципа — воспроизводимости (повторяемости) результатов, получаемых в других выборках на аналогичных объектах. При этом следует иметь в виду, что речь идет не о точном совпадении численных значений критериев (параметров) (это наблюдается редко), а о повторяемости закономерностей. Простой пример: при сравнении двух средних интерес может представлять то, имеется ли между ними различие. Если при повторных исследованиях разница обнаруживается, и с тем же знаком, очевидно, следует утверждать существование различий. При этом, разумеется, может быть вычислена и вероятность их различия (вообще, вероятность события). Достаточно ли она, должен решать сам исследователь. Например, проведено 20 «испытаний» и в трех случаях

закономерность, обнаруженная в 17 «испытаниях», не подтверждается. Очевидно, что вероятность подтверждения результатов составляет 85%. Достаточно ли этого значения вероятности для того, чтобы сделать заключение о закономерности, должен решать сам исследователь. Очень важно попытаться выявить причину отклонений. Если они будут выявлены, то подтвердится поговорка: «отклонения подтверждают правило».

Итак, опираясь на свой преподавательский опыт, хочу высказать совет начинающим исследователям. При выборе критериев необходимо разобраться в их содержании, ограничениях, условиях их применения и соответствии поставленным задачам. Без этого возможны серьезные ошибки в интерпретации полученных результатов.

Литература

1. *Ипатов В. С.* Некоторые аспекты общественной жизни растений // Вестн. Ленингр. ун-та. 1967. № 15. С. 97–106.
2. *Ипатов В. С.* Дифференциация древостоя. I // Вестн. Ленингр. ун-та. 1968. № 21. С. 59–68.
3. *Ипатов В. С.* Дифференциация древостоя II. Выявление деформаций у кривых распределения деревьев по толщине // Вестн. Ленингр. ун-та. 1969. № 15. С. 44–53.
4. *Ипатов В. С.* Дифференциация древостоя. III. Разложение кривых распределения деревьев по толщине на составляющие // Вестн. Ленингр. ун-та. 1970. № 3. С. 66–77.
5. *Герасименко Г. Г., Ипатов В. С.* Анализ распределения видов как метод классификации растительности // Бот. журн. 1980. Т. 65. № 5. С. 717–724.
6. *Ипатов В. С., Кирикова Л. А.* Фитоценология. СПб., 1999. 316 с.
7. *Снедекор Дж. У.* Статистические методы в применении к исследованиям в сельском хозяйстве и биологии. М., 1961. 503 с.
8. *Митропольский А. К.* Техника статистических вычислений. М., 1971. 576 с.
9. *Юл Дж. Э., Кендэл М. Дж.* Теория статистики. М., 1960. 779 с.

Статья поступила в редакцию 14 октября 2013 г.

Контактная информация

Ипатов Виктор Семенович — доктор биологических наук, профессор

Ipatov Viktor S. — Doctor of Biology, Professor