

## ОБ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ОЦЕНОК «ДОСТОВЕРНОСТИ» ПРИ ИССЛЕДОВАНИИ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ

© 2012 В.С. Ипатов

Санкт-Петербургский государственный университет, г. Санкт-Петербург

Использование вероятностных оценок достоверности данных требует соблюдения условия 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.

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

Меня подтолкнул к выступлению тот факт, что очень часто применяются некоторые методы биометрики без соблюдения условий их использования, что может приводить к неверным интерпретациям полученных данных.

В ботанике широко используются статистические методы и критерии. Например, такие параметры и показатели, как средняя арифметическая, разница между средними, дисперсия, коэффициент корреляции, регрессия и т.д. При этом обычно применяется оценка достоверности (существенности, значимости) критериев.

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

Под генеральной совокупностью понимаются все объекты, характеризующиеся одним и тем же признаком (признаками), интересующими исследователя и имеющими одинаковую вероятность осуществления элементарного события по этому признаку, т.е. одна генеральная совокупность однородная по исследуемому признаку. Выборка включает в себя только часть объектов генеральной совокупности. Исследователю приходится использовать выборки, а не генеральную совокупность, по ряду причин. Во-первых, можно предположить, что генеральная совокупность включает в себя неопределенно большое число объектов, поэтому их выявить и описать практически невозможно. Во-вторых, необходима предварительная оценка сходства объектов для определения правомерности отнесения их к одной и той же генеральной совокупности.

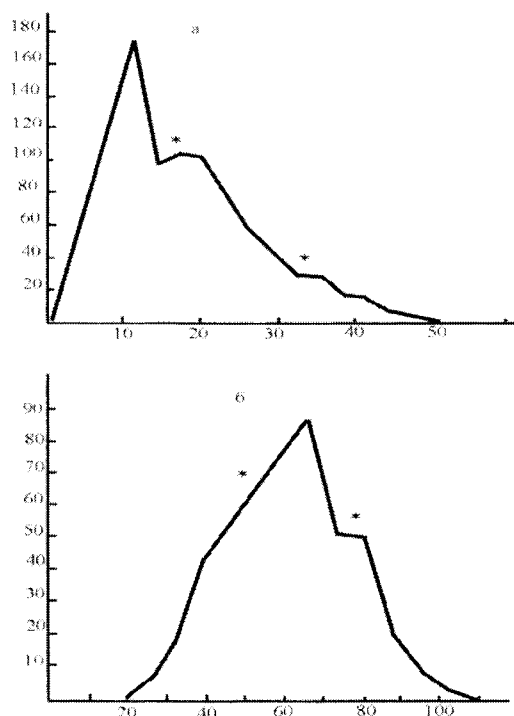
По существу, генеральная совокупность выступает как некая абстрактность. По этой причине исследователь вынужден ограничиваться только частью генеральной совокупности (выборкой), вычисляя для нее необходимые параметры (признаки) и по ним уже судить о том, что выявленные значения параметров, закономерности свойственны генеральной совокупности, или, при сравнении нескольких выборок, они относятся к одной и той же генеральной совокупности.

Правдоподобность сходства (различия) определяется уровнем вероятности. При определенных условиях вероятности суждение о сходстве признается достоверным, противоположное – не достоверным.

Применение вероятностной оценки достоверности оправдано при соблюдении четырех условий:

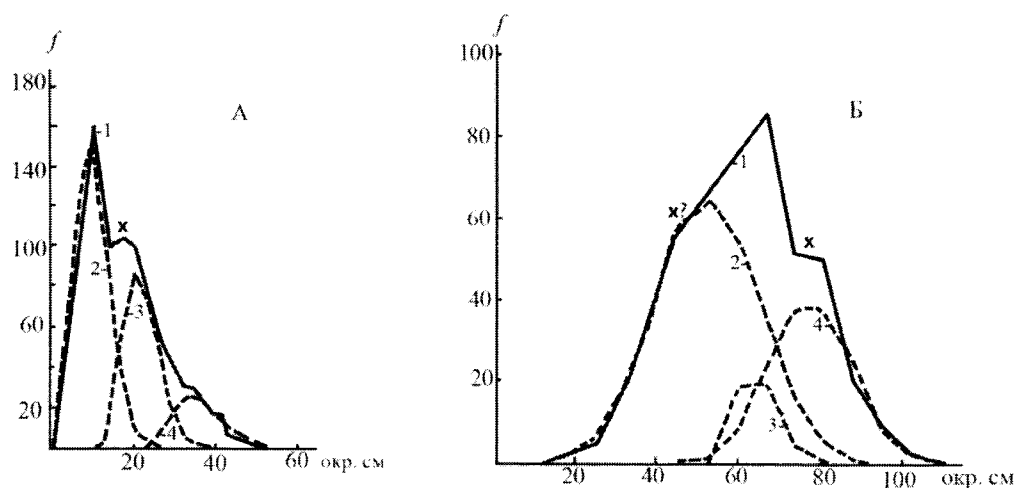
1. однородности выборки;
2. репрезентативности выборки;
3. нормальности частного распределения исследуемого признака;
4. установлении уровня вероятности, при котором можно считать значение параметра «достоверным».

По определению, 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 должно выражаться, в частности, в том, что кривая распределения признака не должна быть деформирована. Нередко же кривые распределения оказываются деформированными. В качестве примера рассмотрим рисунок 1. На нем представлены кривые распределения окружности ствола в двух сосняках разного возраста. Визуально они воспринимаются деформированными. Но следует доказать эту деформированность. Анализ показал, что если не принимать во внимание эти деформации, они могут быть отнесены к случайным распределениям типа I Пирсона. Для них наблюдается следующая 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 выборке трех однородных совокупностей. Соответственно, распределение каждой из выборок удалось разложить на три недеформированных совокупности (рис. 2). Наличие этих деформаций подтвердило, 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, приводящей к дифференциации деревьев в древостое. Подробнее с этим вопросом можно ознакомиться в работах Ипатова В. С. [2, 3, 4, 5]; Ипатова В. С., Кириковой Л. А. [6]; Герасименко Г. Г., Ипатова В. С. [1]. Я рассмотрел пример с неоднородными выборками, чтобы обратить внимание на то, что сам по себе анализ распределения может выявить интересную информацию.



**Рис. 1.** Эмпирические распределения деревьев по окружности ствола в древостоях

По оси абсцисс – окружность ствола; по оси ординат – частота \* - деформации; а – сосняк, 30-35 лет; б – сосняк, 85-90 лет



**Рис. 2.** Разложение кривой распределения на однородные совокупности

А - сосняк лишайниково-зеленомошный, 30-35 лет, I-II бонитет; Б - сосняк чернично-зеленомошный, 85-90 лет, III бонитет; 1 – общая выборка; 2 – господствующие деревья; 3 – индетерминантные деревья; 4 – угнетенные деревья

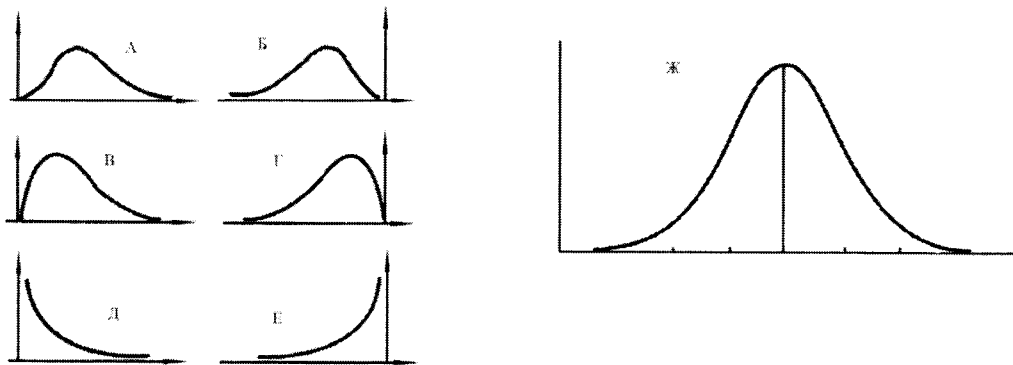
Репрезентативный сбор данных особых трудностей не вызывает (случайный отбор, регулярный отбор). Проблема заключается в другом. Выборка может считаться представительной только для той совокупности объектов, из которой она взята, или скажу по-другому, из совокупности, которая доступна для исследования, а не для всех объектов данного рода (не всей реальной генеральной совокупности). Это означает, что частные пропорции значений признака в неохваченной выборочным процессом части «генеральной» совокупности могут отличаться от выборочной совокупности. Значит, распределение значений признака может также быть другим, чем в выборке. Поэтому, строго говоря, приписывать закономерности, выявленные в выборке, всей генеральной совокупности неосмотрительно. Выход только один: повторять сбор исходных данных и в других частях генеральной совокупности.

Главное, чему собственно и посвящена лекция, заключается в том, что применение вероятностной оценки оправдано только в тех случаях, когда исследуемые варьирующие признаки в выборке соответствуют нормальному случайному распределению (рис. 3, ж) или не слишком от него отличаются. При этом насколько допустимо отклонение от нормального распределения объективно не установлено. Но очевидно, что чем больше выборочное распределение отличается от нормального, тем менее надежна оценка вероятности, и, тем самым, и достоверность.

По этой причине некоторые журналы вполне обоснованно требуют при использовании вероятностных оценок в указанном выше смысле подтверждения нормальности распределения. Перечень требований при использовании статистических методов (включая проверку нормальности распределения) приведен в электронном журнале «Биометрика» ([www.biometrica.tomsk.ru](http://www.biometrica.tomsk.ru)). Отмечу, что в ботанических работах обычно не проверяется выборка на нормальность распределения. В этих случаях суждения о достоверности (недостоверности) становятся ненадежными.

Хочу обратить внимание и на то, что общепринятые пороги вероятности 0.95, 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 0.80, они не 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 [8].



**Рис. 3.** Примеры кривых теоретического случайного распределения

По оси абсцисс – значения признака; по оси ординат – частота

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, отличающегося от 0.5. Более того, сама эта вероятность может зависеть от значения признака.

С разнообразием кривых случайных распределений можно ознакомиться в книге А. К. Митропольского [7] (см. кривые Пирсона). На рис. 3 приведены некоторые из них.

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).

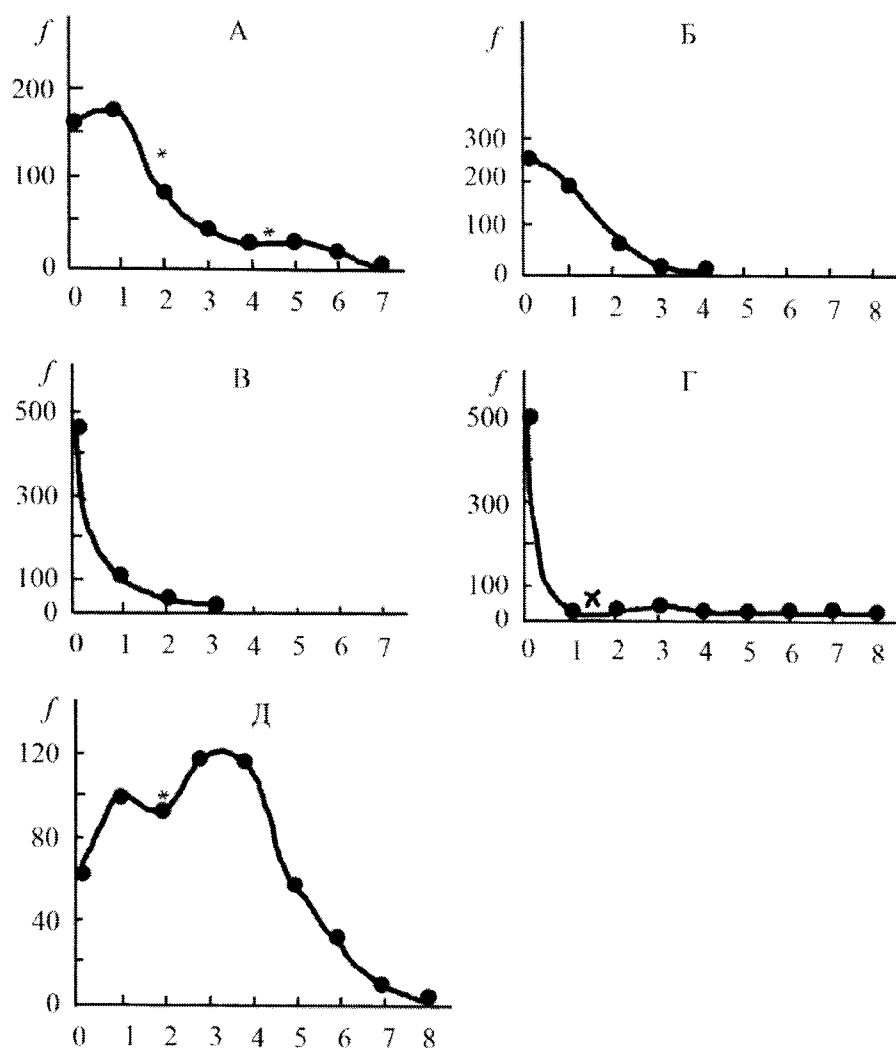
Примеры из моей с сотрудниками практики приведены на рисунке 4. Полагаю, что распределения большинства видов при оценке проективного покрытия или фитомассы на небольших площадках в пределах фитоценоза не только отклоняются от нормального распределения, но принципиально отличаются от него. Кроме того, эмпирическое распределение признаков в выборке может не соответствовать вообще теоретическому случайному распределению любого типа из-за того, что включает в себя несколько распределений, образованных качественно различающимися совокупностями (хотя и по одному и тому же признаку).

Такие распределения приведены на рисунке 4. Деформации кривых распределения отмечены звездочкой. Причины образования качественно различающихся совокупностей (казалось бы, в однородном материале) не всегда понятны и требуют специального анализа. Вообще сам по себе анализ эмпирического распределения может дать интересную информацию, о чем говорилось ранее.

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, если исследуется площадь, при извлечении квадратного корня она превращается в грубый эквивалент длины, а это уже иная сущность, иной признак. К тому же нельзя 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 следует 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.



**Рис. 4.** Эмпирические распределения проективного покрытия видов (по данным 580 площадок размером  $0.25\text{м}^2$  на пробной площади дубравы)

По оси абсцисс – проективное покрытие вида, по оси ординат – частота \* - деформация кривой; А – *Carex pilosa*, Б – *Orobus vernus*, В – *Ranunculus cassubicus*, Г – *Mercurialis perennis*, Д – *Aegopodium podagraria*

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, критериев (вычисленных параметров) для характеристики объектов исследования при любом распределении и в малых выборках.

В этих случаях надежность результатов, полученных в одной выборке, их правдоподобность могут 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, опять же со средними. При сравнении двух средних интерес может представлять то, имеется ли между ними различие. Если при повторных исследованиях разница обнаруживается, и с тем же знаком, то очевидно можно утверждать об их различии. 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 3-х случаях закономерность, обнаруженная в 17 «испытаниях», не подтверждается. Очевидно, что вероятность подтверждения результатов составляет 85%. Достаточно ли это значение вероятности для заключения о закономерности, должен решать сам исследователь. Очень важно попытаться выявить причину отклонений. Если они будут выявлены, то подтверждается поговорка: «отклонения подтверждают правило».

В заключение, 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.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Герасименко Г. Г., Ипатов В. С. Анализ распределения видов как метод классификации растительности // Бот. журн. 1980. Т. 65. № 5. С. 717-724.
2. Ипатов В. С. Некоторые аспекты общественной жизни растений // Вестник Ленингр. Ун-та. 1967. Сер. 3. № 15. С. 97-106.
3. Ипатов В. С. Дифференциация древостоя. I. // Вестник Ленингр. Ун-та. 1968. Сер. 3. № 21. С. 59-68.
4. Ипатов В. С. Дифференциация древостоя II. Выявление деформаций у кривых распределения деревьев по толщине // Вестник Ленингр. Ун-та. Сер. 3. 1969. № 15. С. 44-53.
5. Ипатов В. С. Дифференциация древостоя. Разложение кривых распределения деревьев по толщине на составляющие // Вестник Ленингр. Ун-та. 1970. Сер. 3. № 3. С. 66-77.
6. Ипатов В. С., Кирикова Л. А. Фитоценология. СПб, Изд-во Санкт-Петербургского ун-та. 1997, 1999. 316 с.
7. Митропольский А. К. Техника статистических вычислений. М., Наука. 1971. 576 с.
8. Снедекор Дж. У. Статистические методы в применении к исследованиям в сельском хозяйстве и биологии. М., Изд-во сельскохозяйственной литературы, журналов и плакатов. 1961. 503 с.
9. Юл Дж. Эдн, Кендэл М. Дж. Теория статистики. М., Госстатиздат ЦСУ. 1960. 779 с.