представляются в виде таблиц в формате csv. В качестве тестового примера рассмотрены показатели IT-компании ПАО «Диасофт». Показана высокая эффективность компании за ответный период.

Список использованных источников

1. Ковалев В.В., Волкова О.Н. Анализ хозяйственной деятельности предприятия. – М.: ТК Велби, 2002. – 424 с.
2. Мазурова И.И., Белозерова Н.П., Леонова Т.М., Подшивалова Н.М. Анализ эффективности деятельности предприятия: Учебное пособие. – СПб: Изд-во СПбГУЭФ, – 2010. – 113 с.
3. Петров В.С. Теоретико-методологические основы обеспечения эффективности развития промышленных предприятий. – М.: Проспект, 2015. – 96 с.
4. Савицкая Г.В. Анализ хозяйственной деятельности предприятия. – М.: Инфра-М, 2009. – 536 с.
5. Сузи Р.А. Язык программирования Python. – 3-е изд.– М.: НОУ Интуит, 2020. – 350 с.
6. Шеремет А.Д. Комплексный анализ хозяйственной деятельности. – М.: Инфра-М, 2006. – С. 384-389.

ИЗУЧЕНИЕ ПОВЕДЕНИЯ МОЩНОСТИ СТАНДАРТНЫХ КРИТЕРИЕВ МНОЖЕСТВЕННЫХ СРАВНЕНИЙ НА ПРИМЕРЕ НЕКОТОРЫХ НЕГАУССОВЫХ ВЫБОРОК

Автор: Краснова В.А., студентка 3 курса филиала «Протвино» государственного университета «Дубна» г.о. Серпухов Московской области

Научный руководитель: Масликов А.А., кандидат физико-математических наук, доцент кафедры общеобразовательных дисциплин филиала

Аннотация

Методом Монте-Карло исследуется влияние негауссовости выборок сравнительно небольшого объёма (10 элементов) на мощность критериев множественных сравнений (дисперсионный анализ с пост-тестом Тьюки). В качестве негауссовых распределений использовались распределение Вейбулла и гамма-распределение. Получены зависимости мощностей указанных критериев от величины эффекта, которые представлены в виде графиков. Сделаны выводы о применимости и свойствах критериев.

Annotation

The Monte Carlo method investigates the effect of non-Gaussian samples of a relatively small volume (10 elements) on the power of criteria for multiple comparisons (variance analysis with the Tukey post-test). The Weibull distribution and the gamma distribution were used as non-Gaussian distributions. The dependences of the capacities of these criteria on the magnitude of the effect are obtained, which are presented in the form of graphs. Conclusions are drawn about the applicability and properties of the criteria.

Ключевые слова: дисперсионный анализ, множественные сравнения, апостериорный критерий Тьюки, мощность

Keywords: analysis of variance, multiple comparisons, post-hoc Tukey criterion, statistical power

Данная работа является продолжением исследования влияния отклонений элементов выборок от нормального распределения на эффективность критериев множественных сравнений применительно к выборкам небольшого объёма (до 10 элементов) [1, 2].

При проверке статистических гипотез существует риск совершить ошибки двух видов - ошибки I-го рода, когда ошибочно отклоняется верная гипотеза и ошибки II -го рода, когда ошибочно принимается ложная гипотеза. Вероятность ошибки I-го рода называется уровнем значимости α, стандартом для него является значение 0,05. Вероятность ошибки II -го рода обозначают β. Ошибки I и II рода являются конкурирующими, уменьшение вероятности одной влечёт увеличение вероятности другой. Другой полезной характеристикой является мощность критерия $(1 - \beta)$. Чем больше мощность критерия, тем надёжнее он обнаруживает различия между выборками. Обычно считают приемлемой мощность порядка 0,8. Разумеется, мощность зависит не только от объёма выборок (чем больше элементов в выборках, тем критерий оказывается мощнее), но и от величины эффекта, поэтому полезно иметь таблицы (или графики) для разных значений эффектов. Наиболее хорошо изучены различные зависимости мощностей критериев для гауссовых распределений, поскольку если нет надёжных оснований считать распределение отличным от нормального, то делается предположение о нормальности распределений в силу центральной предельной теоремы.

В классической формулировке для множественных сравнений используется Дисперсионный Анализ с последующим применением пост-теста сравнения. Традиционно считается наиболее мощным пост-тест Тьюки. Однако, аналитически доказана корректность этих процедур, только при условии нормальности распределений, из которых производятся выборки (и гомогенности их дисперсий). Если не установлен факт нормальности, то в качестве альтернативы используют непараметрические ранговые критерии, которые обладают значительно меньшей мощностью. Поэтому представляется актуальным исследовать правомерность использования параметрических критериев множественных сравнений для выборок из негауссовых распределений. Итак, универсальность непараметрических ранговых критериев вступает в противоречие с желаемой высокой мощностью характерной для параметрических критериев, которые, однако, традиционно применяются при условии нормальности распределений. Это индуцирует задачу исследовать вопрос – насколько оправдан отказ от использования традиционных параметрических критериев для негауссовых выборок.

Объект исследования, в нашем случае, это процедура множественных сравнений. При этом в качестве **предмета исследования** выступает вопрос зависимости мощностей параметрических критериев множественных сравнений в конфигурации дисперсионный анализ с пост-тестом Тьюки от ненормальности распределений, из которых берутся выборки.

Задача исследования провести компьютерный эксперимент-симуляцию путём извлечения и анализа методом Монте-Карло выборок из искажённых ненормальных распределений [3]. Использовались выборки сравнительно небольшого объёма (10 элементов), что характерно для некоторых дорогостоящих исследований, например, в фармакологии. **Цель исследования** проверить гипотезу о том, что использование традиционных параметрических критериев не приводит к катастрофическим последствиям. Это утверждение подкрепляется сравнением графиков, построенных на основе вычислений.

В качестве инструментария мы использовали программы, написанные в пакете

```
schett[x1_, alf_] := 1 /; x1 < alf
schett[x1_, alf_] := 0 /; x1 >= alf (* определение функции счёта, которая =1, если аргумент меньше критического значения alf, иначе =0 *)

ssch[xx_] := 0 /; Length[xx] == 1
ssch[xx_] := 1 /; Length[xx] != 1
(* определение функции счёта, которая =0, при совпадении аргумента с пустой скобкой {""},
иначе =1 *)

ResultANOVAT[n_Integer] := Module[{s1, s2, tab}, s1 := 0; s2 := 0; Do[
   tab = ANOVA[Flatten[rrn, 1], CellMeans → None, PostTests → {Tukey}, SignificanceLevel → 0.05];
   s1 = s1 + schett[tab[[1, 2, 1, 1, 5]], 0.05]; s2 = s2 + ssch[Flatten[tab[[2, 2, 1, 2, 1, 1, 2]]]], {i, n}]; {s1, s2} = {s1/n, s2/n} // N]
(* определена ф-ия проверяющая n 4-ок выборок посредством
  ANOVA и их же тестом Tukey
  и подсчитывающая сколько раз найдено различие там и там.
   выдаёт долю различающихся 4-ок для ANOVA и Tukey *)

Timing[ResultANOVAT[100000]]

{1818.53, {0.6306, 0.6074}}

(* Определена ф-ия, заполняющая массив rrn. 2 Гамма сдвинутые
 в разные стороны на 0.5 qsigm sigm и на 1.5 qsigm sigm  выборки  в формате пригодном для ANOVA, в виде пар чисел,
где на первом месте номер выборки *)

schett[x1_, alf_] := 1 /; x1 < alf
schett[x1_, alf_] := 0 /; x1 >= alf (* определение функции счёта, которая =1, если аргумент меньше критического значения alf, иначе =0 *)

ssch[xx_] := 0 /; Length[xx] == 1
ssch[xx_] := 1 /; Length[xx] != 1
```

Wolfram Mathematica (WM) (см. Таблица 1).

Таблица 1. Код программы в пакете Wolfram Mathematica

Идея заключается в том, чтобы, следуя методу Монте-Карло, генерировать случайные выборки из различных распределений и применять к ним исследуемые тесты и таким образом осуществить компьютерный эксперимент. В WM есть возможность подключить генератор псевдослучайных чисел “Mersenne Twister”, который и был использован в работе. Вихрь Мерсенна – это генератор сдвигового регистра обобщенной обратной связи с огромным периодом ($2^{19937} – 1$), гарантирующим высочайшую степень случайности [4, 5]. Пакет WM позволяет формировать компактные программы для генерации большого числа случайных выборок из широкого набора библиотечных распределений.

Был выбран следующий формат компьютерного эксперимента. Каждый раз использовались четыре выборки из искажённых нормальных распределений, а именно распределение Вейбулла и гамма-распределение. Оба распределения ограничены с одной стороны, что представляется естественным для многих приложений (например, в контексте априорного отсутствия отрицательных значений для случайной величины). Используемое распределение Вейбулла имеет функцию плотности распределения: $f = \frac{2}{9} X\, exp\,(-(X/3)\hat{}2)$, гамма распределение имеет функцию распределения: $f = \frac{1}{16} X\, exp\,(-X/4)$. Четвёрки распределений выбирались с равным, но переменным сдвигом относительно друг-друга, позволяя изменять наблюдаемый эффект. Величина сдвига измерялась в единицах среднеквадратического отклонения σ изучаемого распределения. Сдвиг изменялся от 0,0 σ до 0,7 σ с шагом 0,1 σ. Каждое значение мощности ANOVA и post-hoc теста Тьюки [6] вычислялось по 10^5 сгенерированным четвёркам выборок. При этом погрешность метода Монте-Карло была пропорциональна ~ $1/\sqrt{100000} = 0{,}00316$. Коэффициент пропорциональности оценивали «экспериментально», путём генерации серий по 1000 четвёрок. Далее по этой серии получалась оценка СКО для 1000, потом просто учитывалось, что у нас каждый раз происходило 10^5 генераций. В итоге оказывалось, что 95 %-ая погрешность для мощности в формате нашего исследования не хуже 0,004. Такая же процедура взаимного смещения была проведена со стандартным нормальным распределением, чтобы иметь возможность сравнить графики мощностей критериев, применённых к искажённым распределениям и к нормальному распределению. Число элементов в выборках было взято =10. Распределение Вейбулла и гамма имеют положительную асимметрию. Поэтому аналогично были исследованы случаи, когда 2 из 4-х распределения были инвертированы, т.е. имели отрицательную асимметрию.

Для наглядности ниже на графиках представлены примеры использованных распределений со сдвигом, из которых генерировались изучаемые выборки. На 2-х графиках (рис. 1 – 2) кривые распределений изображены со сдвигом 0,4 σ.

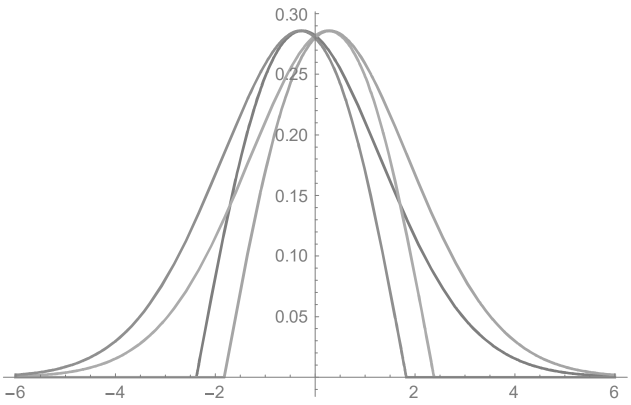

Рис. 1. – Графики со сдвигом 0,4 σ для распределения Вейбулла с инверсией 2-х распределений.

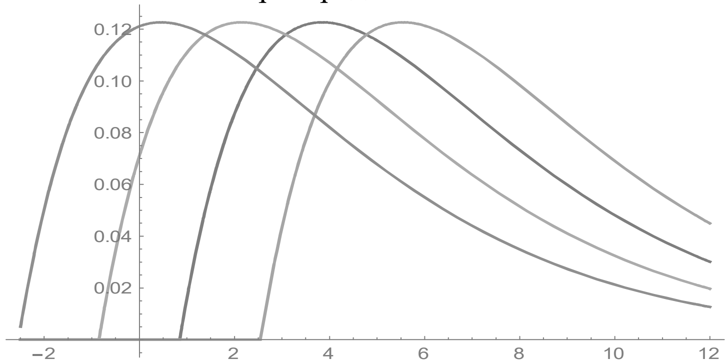

Рис. 2. – Графики со сдвигом 0,4 σ для гамма-распределения.

Для стандартного нормального распределения асимметрия и коэффициент островершинности составляют соответственно $A = 0$, $E = 3$. Положительная-отрицательная асимметрия соответствует перекосу вправо-влево. Большой коэффициент островершинности соответствует островершинности распределения, а малый – обратной «деформации» распределения. Мы исследовали асимметричные распределения с повышенным показателем асимметрии и островершинности. Для выбранных нами распределений Вейбулла и гамма (см.выше) эти коэффициенты составляют соответственно $A_1 = 0{,}63$; $E_1 = 3{,}25$; и $A_2 = 1{,}41$; $E_2 = 6$.

Значения мощности критерия Тьюки (Tukey HSD), полученные для наших множественных сравнений с изменяющимся сдвигом, нанесены на пять графиков (рис. 3) и соответствуют объёму выборок =10 элементов.

Таким образом по горизонтали отложен сдвиг крайних выборок от центральных в единицах СКО – σ, а по вертикали отложено значение мощности критерия Тьюки.

Каждая точка есть результат применения теста Тьюки к 10^5 четвёрок сгенерированных выборок. При этом вычислялся результат дисперсионного анализа по тем же самым выборкам и сравнивался с результатом по Тьюки.

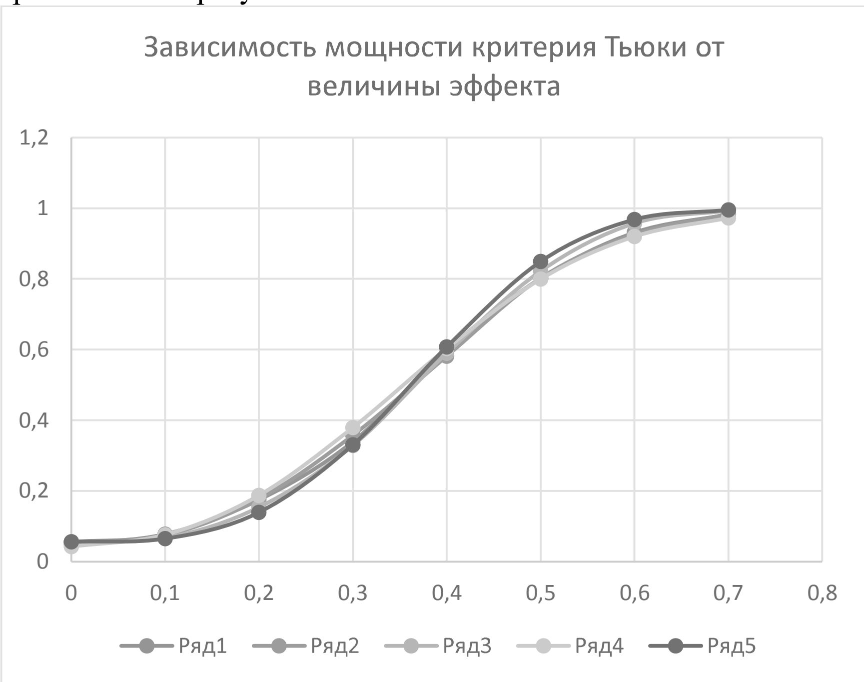

Рис. 3. – Мощность критерия Тьюки (Tukey HSD) для 10-ти элементных выборок.

Соответствие цветов графиков распределениям следующее: голубой – нормальное, оранжевый - Вейбулла, серый – Вейбулла с инверсией, жёлтый – гамма, синий – гамма с инверсией.

Таблица 2. Результаты вычислений мощностей критерия Тьюки

Эффект	Нормальное распределение	Распределение Вейбулла	Вейбулла с инверсией	Распределение Гамма	Гамма с инверсией
0	0,0504	0,0556	0,0558	0,0426	0,0564
0,1	0,0776	0,075	0,0672	0,0762	0,065
0,2	0,1748	0,1776	0,154	0,1876	0,1392
0,3	0,339	0,3578	0,3282	0,3794	0,3304
0,4	0,5972	0,581	0,5898	0,603	0,6074
0,5	0,8012	0,8022	0,822	0,7998	0,8488
0,6	0,9312	0,9256	0,9572	0,9198	0,9678
0,7	0,9824	0,983	0,993	0,9728	0,9952
	Ряд 1	Ряд 2	Ряд 3	Ряд 4	Ряд 5

Следует отметить, что распространённое мнение о том, что post-hoc тест Тьюки всегда имеет меньшую мощность, чем дисперсионный анализ (ДА) в данном случае не подтвердилось. Хотя обычно результат теста Тьюки согласуется с результатом ДА, оказалось, что критерий Тьюки иногда обнаруживал различия между выборками там, где ДА их не замечал.

В целом следует отметить, что все графики мощности монотонно стремятся к единице с увеличением эффекта (сдвига) и с увеличением объёма выборок. При этом они воспроизводят форму кривой мощности для множественного сравнения выборок из нормальных распределений. Естественно, наблюдается отклонение от мощностей для нормальных распределений, в особенности для гамма-распределения с разносторонней асимметрией. Это связано с большим отклонением коэффициентов (моментов) от нормальных. Различие в графиках преимущественно наблюдается для распределений с инверсией, т.е. когда сравнивались выборки с разнонаправленной асимметрией. Причём при больших эффектах это отклонение направлено в сторону увеличения мощности, что говорит о том, что для выборок (распределений) с разнонаправленной асимметрией критерий Тьюки более эффективно (чем для нормальных выборок) обнаруживает большие различия.

В итоге мы склонны утверждать, что наша гипотеза для множественных сравнений вполне оправдана и использование классических параметрических критериев целесообразно даже при отсутствии нормальности распределений, что позволяет корректно производить множественные сравнения и делать адекватные выводы о наличии или отсутствии различий в центральных тенденциях выборок.

Список использованных источников

1. Алдобаев В.Н., Артемьева А.Д., Масликов А.А. Исследование поведения классических критериев множественных сравнений, на ненормальных неоднородных распределениях, методом Монте-Карло // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: Системный анализ и информационные технологии. - 2021. - №3. - С. 72-80.

2. Алдобаев В.Н., Масликов А.А., Скворцова М.С. Исследование мощности критериев множественных сравнений, применённых к выборкам с негауссовым распределением элементов, Сборник «Государственный университет «Дубна». 30 лет в науке», 2024 г.

3. Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б., Постовалов С.Н., Чимитова Е.В. Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход. - Изд-во НГТУ, 2011. - 888 с.

4. Matsumoto, M. 623-Dimensionally Equidistributed Uniform Pseudorandom Number Generator. ACM Transactions on Modeling and Computer Simulation 8 / M. Matsumoto, T. Nishimura. – 1998. – No 1. – P. 3–30.

5. Nishimura, T. Tables of 64-Bit Mersenne Twisters. ACM Transactions on Modeling and Computer Simulation 10 / T. Nishimura. – 2000. – No 4. – P. 348–357. DOI:10.1145/369534.369540.

6. Тьюки, Джон (1949). "Сравнение индивидуальных средних в Дисперсионном анализе". Биометрия. 5 (2): 99–114.

РАЗРАБОТКА ТЕЛЕГРАМ-БОТА ДЛЯ ИНФОРМАЦИОННОЙ ПОДДЕРЖКИ ПРОЦЕССА ОБУЧЕНИЯ

Автор: Кузнецов И.Р., студент 1 курса филиала «Протвино» государственного университета «Дубна» г.о. Серпухов Московской области

Научный руководитель: Кульман Т.Н., к.т.н., доцент кафедры информационных технологий

Аннотация

В работе рассматривается создание чат-бота «StudyBot» для Telegram, основная задача которого – обеспечить удобный и быстрый доступ к актуальной информации об учебном процессе. В настоящее время бот доступен в Telegram, где можно просмотреть расписание, домашние задания и лекции, редактировать их и делать рассылки пользователям».