Курс: Статистические Методы Обработки Данных

Лекция 4. Идентификация формы распределений

Специальность: 1-53 01 02 — Автоматизированные системы обработки информации

УО «ГГУ им. Ф. Скорины»

Преподаватель: Бабич К.С, ст. преподаватель, 2016

Раздел 2 – Гистограммы и Операции над ними

8. Идентификация формы распределения экспериментальных даннов помощью критериев согласия.



Раздел 2 – Гистограммы и Операции над ними

- 8. Идентификация формы распределения экспериментальных данном помощью критериев согласия.
- 8.1 Наиболее распространенным является критерий соглас » Пирсона (χ2 критерий).

Суть х2 - критерия состоит в вычислении величилы:

$$\chi_{\hat{y}\hat{e}}^2 = n \sum_{j=1}^m \left(\frac{v_j - v_j}{p_j} \right)^2$$

где т – число интервало

 $\nu_{_{j}}$ - частота попадак и эмспериментальных данных в j-й интервал,

 $p_{j}^{'}$ - вероятност: у эм же ј-м столбце, рассчитанном по заданной модели.

Если быра выбранная модель во всех центрах столбцов

$$v_i = p_i \implies \chi^2 = 0$$

т.о. хи-квадрат — мера суммарного отклонения между модельным и экспериментальным распределением.

Величина χ^2 получила своё обозначение не случайно, т.к. она пс χ^2 ужется распределению χ^2 с k=m-1-r степенями свободы.

где r – число параметров модели, определяемых пс эксториментальным данным, необходимых для совмещения модели, гистограммы.

Критерий х2:

$$\chi^2 \leq \chi_{p,k}^2$$

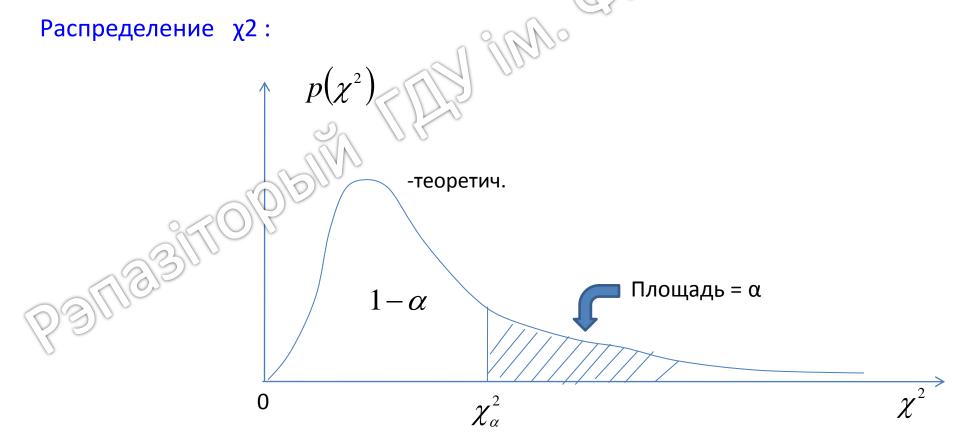
p=1-lpha -доверительныя вероятность, или вуруятность принятия модели.

то о потеза о распределении при данном уровне значимости не противоречит модели

$$\chi^2 > \chi^2_{\alpha_{\alpha}}$$

lpha - уровень значимости, или вероятность <u>отклонения</u> модели

Как правило, критерий хи-квадрат дает лишь отрицательный ответ однако на практике используется и для принятия положительного решения.



8.2 Критерий Колмогорова-Смирнова

В этом критерии используется максимальное знара ие модуля разности между экспериментальным и теоретическим распредельныем интегральных функций распределений.

8.2 Критерий Колмогорова-Смирнова

Математически это означает, что находят:

$$D = \max |F_{\text{экспер}}(x) - F_{\text{meop}}(x)|/n$$

где F(x) – интегральная функция распределения.

и сравнивается с граничным значечи ем вероятности

$$P \ge 2\exp(-2nD^{2}) = 2\exp(-2\Delta^{2}/n)$$

$$\Delta = |F_{9\kappa cnep} - F_{meop}|$$

Здесь Р — кокомая вероятность того, что искомая выборка может соответс везать выбранной модели.

8.2 Критерий Колмогорова-Смирнова

Можно построить и доверительный интервал следующего тида

$$P_{\text{dog}}[F_{\text{skenep}} - d_{\alpha} \le F_{\text{meop}} \le F_{\text{skenep}} + d_{\alpha}] = \alpha$$

где d – ширина полосы в которой лежит **F_{_} экспериментальная.**

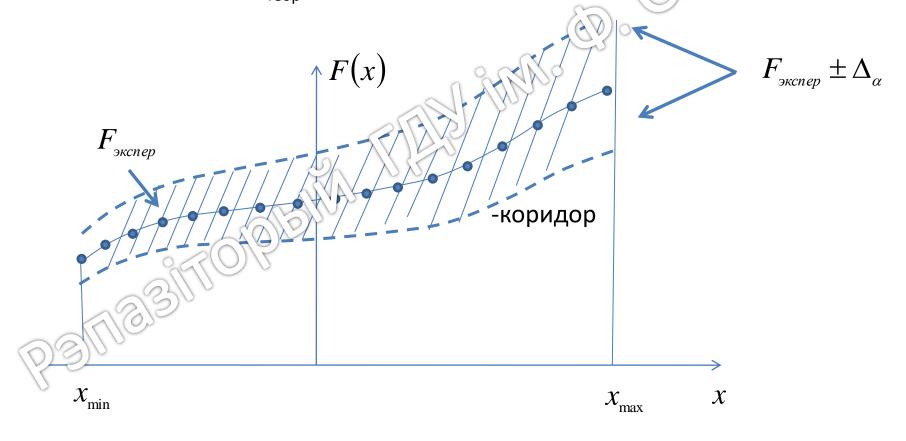
где критические значения

$$d_{\alpha} \approx \sqrt{-0.5 \ln\left(\frac{\alpha}{2}\right)/n} \quad (n > 35)$$

Здесь P — кокомая вероятность того, что искомая выборка может соответс везать полученной модели, α — уровень значимости.

8.2 Критерий Колмогорова-Смирнова

Доверительный интервал представляет собой полосу с шириче $\alpha \pm d_{\alpha}$ около выбранного нами (измеренного) $F_{\rm экспер}$ и с вероятногь 1- α истинная функция $F_{\rm теор}(x)$ лежит внутри полосы.



8.2 Критерий Колмогорова-Смирнова

Преимуществом перед хи-квадрат состоит в 100, что не требуется группирование данных в интервалы.

Если же есть гистограммы, то эки, т.б. построены в одинаковых границах числе интервалов группироваки.

8. Идентификация формы распределения экспериментальных даннстусти.

8.3 Критерий Мизеса (ω^2 – критерий)

Этот критерий также использует не сгруппировачные данные.

1) Рассчитывается величина:

$$\omega^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \left[F_{_{\mathfrak{I}KCNep}} - F_{_{m,op}} \right] dF_{meop}$$

$$dF_{meop} = f_{meop}(x)dx$$

8.3 Критерий Мизеса (ω^2 – критерий)

1) Рассчитывается величина:

$$\omega^2 = \int_{-\infty}^{\infty} [F_{\text{skenep}} - F_{\text{meop}}]^2 dF_{\text{meop}}$$

$$aV_{meop} = f_{meop}(x)dx$$

2) Для гистограмм $F_{\text{экспер}}$, м.С запрана в виде

тограмм
$$F_{\text{экспер}}$$
, м.С заправна в виде $x < x_1$ $F_{\text{экспер}}(x) = \begin{cases} \frac{k}{n}, & x_k \leq x \leq x_{k-1} & (k=1,\dots,n-1) \\ 1, & x > x_n \end{cases}$ по попаданий в k-й интервал

k – число попаданий в k-й интервал

8.3 Критерий Мизеса (ω^2 – критерий)

3) Получаем:

$$\omega^2 = rac{1}{n}\{rac{1}{12n} + \sum_{k=1}^n \left[F_{meop}(x_k) - rac{2k-1}{2n}
ight]^2$$
 нивают п ω^2 с $(n\omega^2)_{\text{крит}}$ т.С. узданным уровнем значимос

4) Затем сравнивают $n\omega^2$ с $(n\omega^2)_{\text{крит}}$ т.с. у данным уровнем значимости α .

Таблица для n>40.

			. a. a
α	$(n\omega^2)_{\text{крыт}}$	α	(nω²) _{крит}
0,5	1184	0,05	0,4614
0,4	0,1467	0,03	0,5389
2,3	0,1842	0,02	0,6198
0,2	0,2412	0,01	0,7435
0,1	0,3473	0,001	1,1679

Примечание: В этом критерии более полно используется информация о выборке.

Замечания для критериев согласия

При использовании критериев согласия обычно оговаривается уто их применение корректно лишь при достаточно «больши» за орках и, как правило, указывается n>200.

Располагая соотношением для выбора т, увудим это более наглядно

$$m = \frac{\varepsilon + 1}{6} \qquad n = ?$$

Замечания для критериев согласия

При использовании критериев согласия обычно оговаривается что их применение корректно лишь при достаточно «больши» з и орках и, как правило, указывается n>200.

Располагая соотношением для выбора т, увудим это более наглядно

$$m = \frac{\varepsilon + 1.5}{6} n \implies n = \left[\frac{6m}{\varepsilon + 1.5}\right]^{2.5}$$

Замечания для критериев согласия

Располагая соотношением для выбора m, увидим это более нагода в

$$m = \frac{\varepsilon + 1.5}{6} n^{0.4} \implies n = \left[\frac{6m}{\varepsilon + 1.5} \right]^{1.5}$$

Для $\chi 2$ желательно, чтобы m=7, 5

Тогда для нормального распределе чил $(\epsilon=3)$ имеем

$$m = 7 \div 11$$
 $\Rightarrow n = 170 \div 800$ отсчетов

Для равномерного (६0.8) имеем

$$n = 7 \div 11$$
 $\Rightarrow n = 600 \div 2700$ отсчетов

Постолу выбор n>200, которое часто используется это слишком одтимистично.

Замечания для критериев согласия

Существует статистика малых отсчетов:

$$m=9 \quad (\varepsilon=3) \quad \Rightarrow \quad n=5$$

$$m=9$$
 $(\varepsilon=1.8)$ \Rightarrow $n=1080$

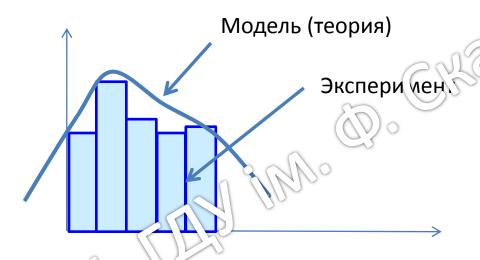
Замечания для критериев согласия

Аналогично оценим объем выборки с использованием критерих в жиогорова:

$$d_{lpha} pprox \sqrt{-0.5 \ln\left(rac{lpha}{2}
ight)}/n$$
 при $lpha = 0.05$ $d_{lpha} = rac{0.61}{\sqrt{n}}$ Если $d_{0.05} = 0.061 \Rightarrow n \sim 100$ $d_{0.05} = 0.05 \Rightarrow n \sim 124$ $d_{0.05} = 0.03 \Rightarrow n \sim 400$ $d_{0.05} = 0.01 \Rightarrow n \sim 3600$

Но объем 500-2500 для экспериментаторов практически редко достижим.

Имея выборку x1, x2, ..., xN мы стоим гистограмму - S(i), (где i=1.N)

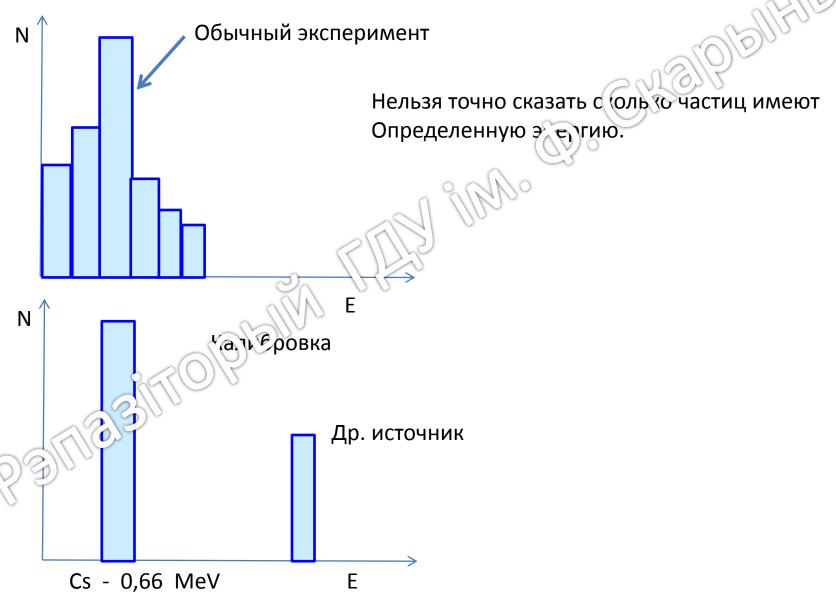


Но объем 500-2500 для э. рериментаторов практически редко достижим.

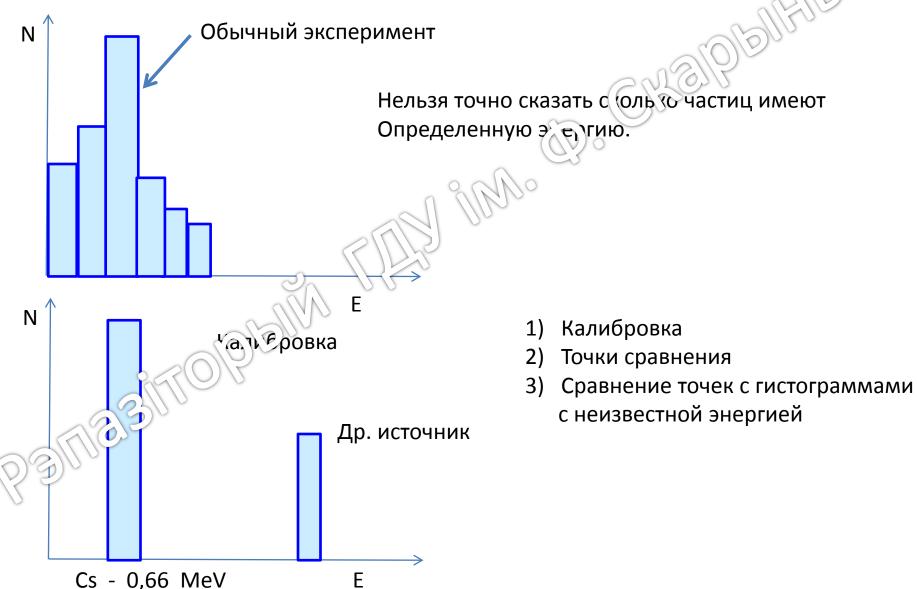
Но в физике кроме обычного эксперимента S(i) проводят также Калибровочный эксперимент Sk(i).



Но в физике кроме обычного эксперимента S(i) проводят также Калибровочный эксперимент Sк(i).



Но в физике кроме обычного эксперимента S(i) проводят также Калибровочный эксперимент Sк(i).



Калибровочный эксперимент - тоже гистограмма, которую также следует обрабатывать.

В реальности имеется:

- Эксперимент S (i)
- 2) Калибровка Sк (і)
- 1? Зачем делать шаги 1-2-3? Как делать на прямую сравнение гистограмм?

Итак имеем гистограммы:

```
S1(i) - калибровочная гистого эт ма;
```

S2(i) - экспериментальная гистограмма;

i = 1 ... n.

Имеются такжа эденки параметров гистограмм : $p_{\scriptscriptstyle 1j}$ $p_{\scriptscriptstyle 2j}$ j = $1 \dots k$

Сравние м.б. Проведено 2-мя способами:

Сравнение м.б. Проведено 2-мя способами:

$$\chi_1^2 = \sum_{i=1}^n \frac{\left(S_1(i) - S_2(i)\right)^2}{D_1(i)}$$
 (9.1)
$$D_1(i) - D_2(i) = S_1(i) - S_2(i)$$

$$\chi_2^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(p_{1j} - p_{2j})^2}{D_2(j)} \tag{}$$

$$D_{\scriptscriptstyle 2}(j)$$
 - дисперсия $p_{\scriptscriptstyle 1j} - p_{\scriptscriptstyle 2j}$

$$\chi_1^2 = \sum_{i=1}^n \frac{\left(S_1(i) - S_2(i)\right)^2}{D_1(i)} \qquad (9.1) \qquad \chi_1^2 \implies \chi^2 \quad c \quad n \quad c = 35600bi$$

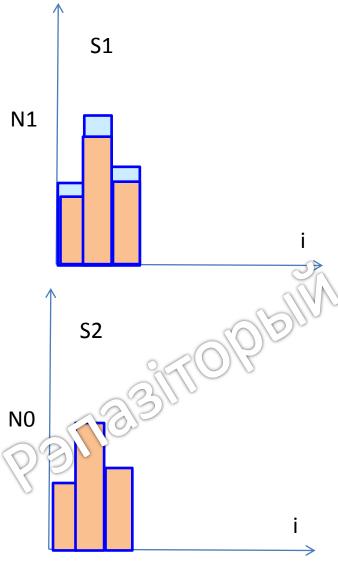
$$\left(\chi_1^2 \le \chi_{n,p}^2\right)$$
 р – доверительная версятность совпадения гистограмм

$$\chi_{2}^{2} = \sum_{j=1}^{k} \frac{\left(p_{1j} - p_{2j}\right)^{2}}{D_{2}(i)}$$
 (9.2) $\chi_{2}^{2} \Rightarrow \chi^{2} \quad c \quad k \quad cm. cвободы$

$$\left(\chi_2^2 \leq \chi_{k,p}^2\right)$$

Этот критерий можно использовать для участков спектров.

Рассмотрим, что получается в реальности?



Пример: радиоактивный источник.

Есть активность, т.е. Испускаются этого цы в ед. времени

Имеем N0 – фиксирован ое число отсчетов.

Беря другой источних мы найдем N1

N1 и N0 совпадут!

Но если мы, к примеру, знаем, что это Cs, а не совпадают из-за того, что кол-во Cs Различно, то можем ввести множитель.

$$kS_1 = S_2$$

В реальности не всегда нужно «в лоб» сравнивать гистограммы, даже если они для одной и той же физической величины.

- 1) Одна гистограмма м.б. сдвинута относительно другой (появле и эфона);
- 2) М.б. пропорциональность (различная интенсивность с дно о и того же излучения;
- 3) Уширение сигнала (по той же причине, что и п. 🗘

Что делать в этой ситуации?

Что делать в этой ситуации?

Запишем $S_{\scriptscriptstyle 2}(i)$ в виде

$$S_2(i) = AS_1\left(\frac{i-p}{w}\right) \tag{9.3}$$

а если уширение в каждом столбие назлично, то в виде

$$S_2(i) = AS_1 \left(\frac{i \cdot p}{c \, i + w} \right) \tag{9.4}$$

где р – сдвиг (С. С. относительно S_1)

А – пропорциснальность,

w – yıun erne,

ᡪ᠅ᠬ᠂коэф. уширения в каждом столбике

Тогда составим

$$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\left(S_{2}(i) - AS_{1}\left(\frac{i-p}{w}\right)\right)^{2}}{D_{1}(i)}$$

 χ^2 - c (n-k) ст. свободы, k — число парамет ов.

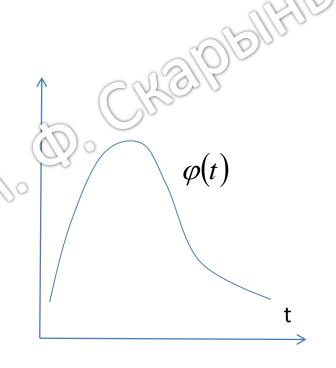
Коэффициенты A, p, w, с находя с методом наименьших квадратов, который (рассмотрим поз че).

Рассмотрим дискретное преобразование Фурье.

t – «временная» компонента

ω – «частотная» компонента

Измерения дают нам $\varphi(t)$



$$\varphi(t) \to N_1 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\omega t} \varphi(t) dt \to \widetilde{\varphi}(\omega)$$

Прямое преобразование Фурье.

Обратное преобразование Фурье.

$$N_2 \cdot \int\limits_{-\infty}^{\infty} e^{+i\omega t} \widetilde{\varphi}(\omega) d\omega o \varphi(t)$$

Дискретное преобразование Фурье

Пусть М – число точек гистограммы h(i), тогда дискретное преобразование Фурье для нее равно:

$$g(k) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^{M} h(i) \left[\exp\left(-2\pi(i-1)j\frac{k}{N}\right) \right]$$

$$k=0,..M-1$$

$$j^{2}=-2$$

Обратное преобразование Фурье зыллядит следующим образом:

$$h(i) = \sum_{k=0}^{M-1} g(k) \exp\left(j2\pi \frac{k}{M}i\right)$$
_{i=1..M}

Как и в репрерывном случае преобразование Фурье показывает из каких честот «построена» гистограмма h(i).

Как и в непрерывном случае преобразование Фурье показывает издалих частот «построена» гистограмма h(i).

Число частот для гистограмм ограничено (в сит пертодичности *exp* (*jn*) и оно тем меньше, чем меньше число канало интервалов), представляющих спектр, т.е. чем шире ячийга гистограммы.

Другой аспект использования преобразования Фурье — поиск периодичностей в гистограмме h(i).

Если h(i) есть положение периодических функций с пер тедами T_{ν} l=1..N, то g(k) будет иметь L пиков в точках, соответству их частотам периодических функций.

Численное осущестствийе прямого преобразования Фурье и обратного преобразования Фурье проводится с помощью алгоритмов быстрого преобразования Фурье.

Рассмотрим идею быстрого преобразования Фурье.

Стандартное преобразование Фурье можно записать в вид с

$$g(k) = \sum_{i=0}^{M-1} \frac{h(i)}{M} W(k_i) \qquad k = 0... (1) \quad i = 1..M$$

$$W(k_i) = \exp\left[-j2\pi \frac{k}{M}i\right]$$

Для расчета этого для необходимо M^2 операций умножения и сложения комплексных и (c) (одна операция (комплексная) эквивалентна четырем операция (c) ложения и умножения действительных чисел).

№ долго и дорого. Что делать?

Решение: быстрое преобразование Фурье

(CYPC)