## 32. Лемма Фишера.



## Лемма Фишера

Пусть случайные величины  $\vec{X}=(X_1,...X_n)$  независимы,  $X_i\sim N_{0,1}$ , i=1,...,n, и  $\vec{Y}=A\vec{X}$ , A - ортогональная матрица. Тогда для любого r=1,...,n-1

$$X_1^2+...+X_n^2-Y_1^2-...-Y_r^2\sim \chi_{n-r}^2$$

и эта случайная величина не зависит от  $Y_1,...,Y_r.$ 

**Доказательство.** Нормы векторов совпадают, так как ортогональная матрица только поворачивает вектор:

$$\sum_{i=1}^n X_i^2 = ||ec{X}||^2 = ||Aec{X}||^2 = ||ec{Y}||^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2.$$

Поэтому величина из теоремы преобразуется:

$$\begin{split} X_1^2 + \ldots + X_n^2 - Y_1^2 - \ldots - Y_r^2 &= \\ &= Y_1^2 + \ldots + Y_n^2 - Y_1^2 - \ldots - Y_r^2 = \\ &= Y_{r+1}^2 + \ldots + Y_n^2. \end{split}$$

Понятно, эти величины имеют распределение  $\chi^2_{n-r}$ , а также не зависят от  $Y_1,...,Y_r$ .

Теорема о том, что умножение выборки на ортогональную матрицу не меняет распределение (на всякий случай)

32. Лемма Фишера.

**Свойство 9.** Пусть вектор **X** состоит из независимых случайных величин со стандартным нормальным распределением, C — ортогональная матрица, и  $Y = C \cdot X$ . Тогда и координаты вектора **Y** независимы и имеют стандартное нормальное распределение.

Доказательство. Запишем плотность совместного распределения координат вектора X. В силу независимости это есть произведение плотностей координат вектора (то же самое, что функция правдоподобия):

$$f_{\mathbf{X}}(y_1,\ldots,y_n) = \prod_{i=1}^n f_{\mathbf{X}_i}(y_i) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} e^{-\frac{1}{2}\sum_1^n y_i^2} = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} e^{-\frac{1}{2}\|\mathbf{y}\|^2}.$$

Здесь для произвольного вектора  ${f y}$  квадрат нормы  $\|{f y}\|^2$  есть

$$\|\mathbf{y}\|^2 = \sum_{i=1}^n \mathbf{y}_i^2 = \mathbf{y}^T \cdot \mathbf{y}.$$

Пользуясь (16), вычислим плотность распределения вектора  $Y = C \cdot X$ . Матрица C ортогональна, поэтому  $C^{-1} = C^T$  и  $\det C = 1$ .

$$\mathsf{f}_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y}) = \mathsf{f}_{\mathbf{X}}\left(\mathsf{C}^\mathsf{T} \cdot \mathbf{y}\right) = \frac{1}{(2\pi)^{\mathfrak{n}/2}} \, e^{-\frac{1}{2}\|\mathsf{C}^\mathsf{T} \cdot \mathbf{y}\|^2}.$$

Но умножение на ортогональную матрицу не меняет норму вектора. Действительно,

$$\|\mathbf{C}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{y}\|^2 = (\mathbf{C}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{y})^{\mathsf{T}} \cdot (\mathbf{C}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{y}) = (\mathbf{y}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{C}) \cdot (\mathbf{C}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{y}) = \mathbf{y}^{\mathsf{T}} \cdot \mathbf{E} \cdot \mathbf{y} = \|\mathbf{y}\|^2. \tag{17}$$

Окончательно имеем

$$f_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} e^{-\frac{1}{2}\|\mathbf{y}\|^2} = f_{\mathbf{X}}(\mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} e^{-\frac{1}{2}\sum_{1}^{n}y_{i}^{2}}.$$

Итак, вектор Y распределен так же, как и вектор X, т.е. состоит из независимых случайных величин со стандартным нормальным распределением.