

# 1 Введение

Пусть  $\{0, 1\}^n = \{(x_1, \dots, x_n) : x_i \in \{0, 1\}\}$ .

**Определение 1.1.** Случайный вектор  $X = (X_1, X_2, X_3)^T$  имеет трехмерное распределение Бернулли, если множество его возможных значений  $\{0, 1\}^3$  и заданы вероятности:

$$P(X_1 = i, X_2 = j, X_3 = k) = p_{ijk} \geq 0, \quad \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 \sum_{k=0}^1 p_{ijk} = 1$$

**Определение 1.2.** Пусть  $X = (X_1, X_2, X_3)^T$  – дискретный случайный вектор. Говорят, что случайные величины  $X_1$  и  $X_2$  условно независимы при условии  $X_3$ , и пишут  $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2 \mid X_3$ , если для любых  $i, j$  и  $k$ , такого что  $P(X_3 = k) > 0$ , выполнено:

$$P(X_1 = i, X_2 = j \mid X_3 = k) = P(X_1 = i \mid X_3 = k)P(X_2 = j \mid X_3 = k)$$

**Теорема 1.1.** Пусть  $(X_1, X_2, X_3)^T$  – случайный вектор, имеющий трехмерное распределение Бернулли, и  $P(X_3 = 0) > 0$ . Случайные величины  $X_1$  и  $X_2$  условно независимы при условии  $X_3$  тогда и только тогда, когда  $p_{00k}p_{11k} = p_{01k}p_{10k}$ , где  $k \in \{0, 1\}$ .

*Доказательство.* Пусть  $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2 \mid X_3$ . Значит, для любых  $(i, j, k) \in \{0, 1\}^3$  выполнено условие:

$$P(X_1 = i, X_2 = j \mid X_3 = k) = P(X_1 = i \mid X_3 = k)P(X_2 = j \mid X_3 = k) \quad (1)$$

Найдем маргинальное распределение случайной величины  $X_3$ :

$$P(X_3 = k) = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 p_{ijk} = p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}$$

Найдем маргинальные распределения  $(X_1, X_3)^T$  и  $(X_2, X_3)^T$ :

$$P(X_1 = i, X_3 = k) = \sum_{j=0}^1 p_{ijk} = p_{i0k} + p_{i1k}$$

$$P(X_2 = j, X_3 = k) = \sum_{i=0}^1 p_{ijk} = p_{0jk} + p_{1jk}$$

Запишем условные вероятности из условия 1:

$$P(X_1 = i, X_2 = j \mid X_3 = k) = \frac{P(X_1 = i, X_2 = j, X_3 = k)}{P(X_3 = k)} = \frac{p_{ijk}}{p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}}$$

$$P(X_1 = i \mid X_3 = k) = \frac{P(X_1 = i, X_3 = k)}{P(X_3 = k)} = \frac{p_{i0k} + p_{i1k}}{p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}}$$

$$P(X_2 = j \mid X_3 = k) = \frac{P(X_2 = j, X_3 = k)}{P(X_3 = k)} = \frac{p_{0jk} + p_{1jk}}{p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}}$$

Тогда условие 1 можно переписать в следующем виде:

$$\frac{p_{ijk}}{p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}} = \frac{p_{i0k} + p_{i1k}}{p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}} \frac{p_{0jk} + p_{1jk}}{p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}}$$

$$p_{ijk}(p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}) = (p_{i0k} + p_{i1k})(p_{0jk} + p_{1jk})$$

Это условие выполняется для всех  $(i, j, k) \in \{0, 1\}^3$ . Пусть  $k \in \{0, 1\}$  фиксировано. Если  $i = 0$  и  $j = 0$ , то:

$$p_{00k}(p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}) = (p_{00k} + p_{01k})(p_{00k} + p_{10k})$$

$$p_{00k}p_{00k} + p_{00k}p_{01k} + p_{00k}p_{10k} + p_{00k}p_{11k} = p_{00k}p_{00k} + p_{00k}p_{10k} + p_{01k}p_{00k} + p_{01k}p_{10k}$$

$$p_{00k}p_{11k} = p_{01k}p_{10k}$$

Если  $i = 0$  и  $j = 1$ , то:

$$p_{01k}(p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}) = (p_{00k} + p_{01k})(p_{01k} + p_{11k})$$

$$p_{01k}p_{00k} + p_{01k}p_{01k} + p_{01k}p_{10k} + p_{01k}p_{11k} = p_{00k}p_{01k} + p_{00k}p_{11k} + p_{01k}p_{01k} + p_{01k}p_{11k}$$

$$p_{01k}p_{10k} = p_{00k}p_{11k}$$

Если  $i = 1$  и  $j = 0$ , то:

$$p_{10k}(p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}) = (p_{10k} + p_{11k})(p_{00k} + p_{10k})$$

$$p_{10k}p_{00k} + p_{10k}p_{01k} + p_{10k}p_{10k} + p_{10k}p_{11k} = p_{10k}p_{00k} + p_{10k}p_{10k} + p_{11k}p_{00k} + p_{11k}p_{10k}$$

$$p_{10k}p_{01k} = p_{11k}p_{00k}$$

Если  $i = 1$  и  $j = 1$ , то:

$$p_{11k}(p_{00k} + p_{01k} + p_{10k} + p_{11k}) = (p_{10k} + p_{11k})(p_{01k} + p_{11k})$$

$$p_{11k}p_{00k} + p_{11k}p_{01k} + p_{11k}p_{10k} + p_{11k}p_{11k} = p_{10k}p_{01k} + p_{10k}p_{11k} + p_{11k}p_{01k} + p_{11k}p_{11k}$$

$$p_{11k}p_{00k} = p_{10k}p_{01k}$$

Таким образом, при  $(i, j) \in \{0, 1\}^2$  и фиксированном  $k \in \{0, 1\}$  из условия 1 следует:

$$p_{00k}p_{11k} = p_{01k}p_{10k}$$

Поскольку в вышеприведенных рассуждениях все операции обратимые, то доказательство в обратную сторону проводится аналогично.  $\square$

**Пример 1.1.** Пусть  $(X_1, X_2, X_3)$  имеет трехмерное распределение Бернулли с вероятностями  $p_{000} = 0.15$ ,  $p_{001} = 0.1$ ,  $p_{010} = 0.3$ ,  $p_{011} = 0.1$ ,  $p_{100} = 0.05$ ,  $p_{101} = 0.1$ ,  $p_{110} = 0.1$ ,  $p_{111} = 0.1$ . Заметим, что:

$$p_{000}p_{110} = p_{010}p_{100} = 0.015$$

$$p_{001}p_{111} = p_{011}p_{101} = 0.01$$

Значит из теоремы 1.1 следует, что  $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2 \mid X_3$ .

## 2 Частный коэффициент корреляции Пирсона

Для удобства введем следующие обозначения:

$$p_{i**} = P(X_1 = i), \quad p_{*j*} = P(X_2 = j), \quad p_{***} = P(X_3 = k)$$

$$p_{ij*} = P(X_1 = i, X_2 = j), \quad p_{i*k} = P(X_1 = i, X_3 = k), \quad p_{*jk} = P(X_2 = j, X_3 = k)$$

Далее символом  $\Sigma$  будем обозначать ковариационную матрицу:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{pmatrix}$$

Легко проверить, что  $\sigma_{11} = D(X_1) = p_{1**}(1 - p_{1**})$ .

**Лемма 2.1.**

$$\sigma_{12} = \text{Cov}(X_1, X_2) = p_{11*} - p_{1**}p_{*1*}$$

*Доказательство.* Воспользуемся формулой  $\text{Cov}(X_1, X_2) = E(X_1X_2) - E(X_1)E(X_2)$ .

$$E(X_1X_2) = 1 \cdot p_{11*} + 0 \cdot (p_{00*} + p_{01*} + p_{10*}) = p_{11*}$$

$$EX_1 = 1 \cdot p_{1**} + 0 \cdot p_{0**} = p_{1**}$$

$$EX_2 = 1 \cdot p_{*1*} + 0 \cdot p_{*0*} = p_{*1*}$$

Таким образом,  $\text{Cov}(X_1, X_2) = p_{11*} - p_{1**}p_{*1*}$ .  $\square$

Частный коэффициент корреляции Пирсона определяется через элементы обратной ковариационной матрицы  $\Sigma^{-1}$ :

$$\Sigma^{-1} = \begin{pmatrix} \sigma^{11} & \sigma^{12} & \sigma^{13} \\ \sigma^{21} & \sigma^{22} & \sigma^{23} \\ \sigma^{31} & \sigma^{32} & \sigma^{33} \end{pmatrix}$$

Из линейной алгебры известно, что элемент  $\sigma^{12}$  матрицы  $\Sigma^{-1}$  выражается через соотношение  $\sigma^{12} = \frac{(-1)^{2+1}}{\det(\Sigma)} M_{21}$ , где

$$M_{21} = \det \begin{pmatrix} \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{pmatrix}$$

**Лемма 2.2.**

$$M_{21} = p_{**0}(p_{001}p_{111} - p_{011}p_{101}) + p_{**1}(p_{000}p_{110} - p_{010}p_{100})$$

*Доказательство.*

$$M_{21} = \det \begin{pmatrix} \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{23} & \sigma_{33} \end{pmatrix} = (p_{11*} - p_{1**}p_{*1*})p_{**1}(1 - p_{**1}) - (p_{1*1} - p_{1**}p_{**1})(p_{*11} - p_{*1*}p_{**1}) =$$

Раскроем скобки:

$$= p_{11*}p_{**1} - p_{11*}p_{**1}p_{**1} - p_{1**}p_{*1*}p_{**1} + p_{1**}p_{*1*}p_{**1}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11} + p_{1*1}p_{*1*}p_{**1} + p_{1**}p_{**1}p_{*11} - p_{1**}p_{**1}p_{*1*}p_{**1} =$$

Сократим 4-е и 8-е слагаемые. Распишем 1-е слагаемое как сумму вероятностей:

$$= (p_{111}p_{**1} + p_{110}p_{**1}) - p_{11*}p_{**1}p_{**1} - p_{1**}p_{*1*}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11} + p_{1*1}p_{*1*}p_{**1} + p_{1**}p_{**1}p_{*11} =$$

Перегруппируем слагаемые.

$$= (p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11}) + p_{**1}(p_{110} - p_{11*}p_{**1} - p_{1**}p_{*1*} + p_{1*1}p_{*1*} + p_{1**}p_{*11})$$

Заметим, что:

$$p_{110} - p_{11*}p_{**1} = p_{110} - p_{110}p_{**1} - p_{111}p_{**1} = p_{110}(1 - p_{**1}) - p_{111}p_{**1} = p_{110}p_{**0} - p_{111}p_{**1}$$

Также заметим, что:

$$\begin{aligned} & -p_{1**}p_{*1*} + p_{1*1}p_{*1*} + p_{1**}p_{*11} = \\ & = -(p_{1*0} + p_{1*1})(p_{*10} + p_{*11}) + p_{1*1}(p_{*10} + p_{*11}) + (p_{1*0} + p_{1*1})p_{*11} = \\ & = -p_{1*0}p_{*10} - p_{1*0}p_{*11} - p_{1*1}p_{*10} - p_{1*1}p_{*11} + p_{1*1}p_{*10} + p_{1*1}p_{*11} + p_{1*0}p_{*11} + p_{1*1}p_{*11} = \\ & = -p_{1*0}p_{*10} + p_{1*1}p_{*11} \end{aligned}$$

Запишем выражение для  $M_{21}$ :

$$\begin{aligned} M_{21} &= (p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11}) + p_{**1}((p_{110}p_{**0} - p_{1*0}p_{*10}) - (p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11})) = \\ &= (p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11}) + p_{**1}(p_{110}p_{**0} - p_{1*0}p_{*10}) - p_{**1}(p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11}) = \\ &= (1 - p_{**1})(p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11}) + p_{**1}(p_{110}p_{**0} - p_{1*0}p_{*10}) = \\ &= p_{**0}(p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11}) + p_{**1}(p_{110}p_{**0} - p_{1*0}p_{*10}) \end{aligned}$$

Преобразуем выражение:

$$\begin{aligned} p_{111}p_{**1} - p_{1*1}p_{*11} &= p_{111}(p_{001} + p_{011} + p_{101} + p_{111}) - (p_{101} + p_{111})(p_{011} + p_{111}) = \\ &= p_{111}p_{001} + p_{111}p_{011} + p_{111}p_{101} + p_{111}p_{111} - p_{101}p_{011} - p_{101}p_{111} - p_{111}p_{011} - p_{111}p_{111} = \\ &= p_{001}p_{111} - p_{011}p_{101} \end{aligned}$$

Аналогично преобразуем выражение:

$$\begin{aligned} p_{110}p_{**0} - p_{1*0}p_{*10} &= p_{110}(p_{000} + p_{010} + p_{100} + p_{110}) - (p_{100} + p_{110})(p_{010} + p_{110}) = \\ &= p_{110}p_{000} + p_{110}p_{010} + p_{110}p_{100} + p_{110}p_{110} - p_{100}p_{010} - p_{100}p_{110} - p_{110}p_{010} - p_{110}p_{110} = \\ &= p_{000}p_{110} - p_{010}p_{100} \end{aligned}$$

Таким образом:

$$M_{21} = p_{**0}(p_{001}p_{111} - p_{011}p_{101}) + p_{**1}(p_{000}p_{110} - p_{010}p_{100})$$

□

**Теорема 2.1.** Пусть  $X_1$  и  $X_2$  условно независимы при условии  $X_3$ . Тогда  $\sigma^{12} = 0$ .

*Доказательство.* Пусть  $X_1$  и  $X_2$  условно независимы при условии  $X_3$ . Тогда по теореме 1.1:

$$p_{000}p_{110} = p_{010}p_{100}$$

$$p_{001}p_{111} = p_{011}p_{101}$$

Используя вышеприведенные соотношения, имеем:

$$M_{21} = p_{**0}(p_{001}p_{111} - p_{011}p_{101}) + p_{**1}(p_{000}p_{110} - p_{010}p_{100}) = p_{**0} \cdot 0 + p_{**1} \cdot 0 = 0$$

Из  $M_{21} = 0$  непосредственно следует, что  $\sigma^{12} = 0$ . □

В обратную сторону теорема 2.1 неверна. Легко построить контрпример при  $p_{**0} = 0$ . Мы же покажем контрпример в невырожденном случае.

**Пример 2.1.** Пусть  $p_{000} = 0.15$ ,  $p_{001} = 0.1$ ,  $p_{010} = 0.1$ ,  $p_{011} = 0.15$ ,  $p_{100} = 0.1$ ,  $p_{101} = 0.15$ ,  $p_{110} = 0.15$ ,  $p_{111} = 0.1$ . Тогда  $p_{**0} = 0.5$ ,  $p_{**1} = 0.5$  и

$$\begin{aligned} M_{21} &= p_{**1}(p_{000}p_{110} - p_{010}p_{100}) + p_{**0}(p_{001}p_{111} - p_{011}p_{101}) = \\ &= 0.5 \cdot (0.15 \cdot 0.15 - 0.1 \cdot 0.1) + 0.5 \cdot (0.1 \cdot 0.1 - 0.15 \cdot 0.15) = 0 \end{aligned}$$

Однако, случайные величины  $X_1$  и  $X_2$  условно зависимы при условии  $X_3$  поскольку:

$$p_{000}p_{110} - p_{010}p_{100} = 0.15 \cdot 0.15 - 0.1 \cdot 0.1 = 0.0125 \neq 0$$

$$p_{001}p_{111} - p_{011}p_{101} = 0.1 \cdot 0.1 - 0.15 \cdot 0.15 = -0.0125 \neq 0$$

### 3 Равномерно наиболее мощный тест

Пусть  $(X, Y, Z)^T$  – случайный вектор, имеющий трехмерное распределение Бернулли. Запишем данное распределение в экспоненциальном виде:

$$\begin{aligned} p(x_i, y_i, z_i) &= P(X = x_i, Y = y_i, Z = z_i) = p_{000}^{(1-x_i)(1-y_i)(1-z_i)} p_{001}^{(1-x_i)(1-y_i)z_i} \dots p_{111}^{x_i y_i z_i} = \\ &= \exp\{(1-x_i)(1-y_i)(1-z_i) \ln p_{000} + (1-x_i)(1-y_i)z_i \ln p_{001} + \dots + x_i y_i z_i \ln p_{111}\} \end{aligned}$$

Пусть  $\begin{pmatrix} x_1 \\ y_1 \\ z_1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} x_2 \\ y_2 \\ z_2 \end{pmatrix}, \dots, \begin{pmatrix} x_n \\ y_n \\ z_n \end{pmatrix}$  – повторная выборка из распределения случайного вектора  $\begin{pmatrix} X \\ Y \\ Z \end{pmatrix}$ . Плот-

ность совместного распределения повторной выборки имеет вид  $p(x, y, z) = \prod_{i=1}^n p(x_i, y_i, z_i)$ .

**Лемма 3.1.**

$$\begin{aligned} p(x, y, z) &= \exp\left\{n \ln p_{000}\right\} \exp\left\{\ln\left(\frac{p_{001}p_{111}}{p_{011}p_{101}} \frac{p_{010}p_{100}}{p_{000}p_{110}}\right) \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i + \ln\left(\frac{p_{100}}{p_{000}}\right) \sum_{i=1}^n x_i + \ln\left(\frac{p_{010}}{p_{000}}\right) \sum_{i=1}^n y_i + \right. \\ &\quad \left. + \ln\left(\frac{p_{001}}{p_{000}}\right) \sum_{i=1}^n z_i + \ln\left(\frac{p_{000}p_{110}}{p_{010}p_{100}}\right) \sum_{i=1}^n x_i y_i + \ln\left(\frac{p_{000}p_{101}}{p_{001}p_{100}}\right) \sum_{i=1}^n x_i z_i + \ln\left(\frac{p_{000}p_{011}}{p_{001}p_{010}}\right) \sum_{i=1}^n y_i z_i\right\} \end{aligned}$$

*Доказательство.*

$$\begin{aligned} p(x, y, z) &= \prod_{i=1}^n p(x_i, y_i, z_i) = \prod_{i=1}^n \exp\{(1-x_i)(1-y_i)(1-z_i) \ln p_{000} + (1-x_i)(1-y_i)z_i \ln p_{001} + \dots + x_i y_i z_i \ln p_{111}\} = \\ &= \exp\left\{\ln p_{000} \sum_{i=1}^n (1-x_i)(1-y_i)(1-z_i) + \ln p_{001} \sum_{i=1}^n (1-x_i)(1-y_i)z_i + \ln p_{010} \sum_{i=1}^n (1-x_i)y_i(1-z_i) + \right. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \ln p_{011} \sum_{i=1}^n (1-x_i) y_i z_i + \ln p_{100} \sum_{i=1}^n x_i (1-y_i) (1-z_i) + \ln p_{101} \sum_{i=1}^n x_i (1-y_i) z_i + \ln p_{110} \sum_{i=1}^n x_i y_i (1-z_i) + \ln p_{111} \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \Big\} = \\
& = \exp \left\{ \ln p_{000} \left( \sum_{i=1}^n 1 - \sum_{i=1}^n y_i - \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n z_i + \sum_{i=1}^n y_i z_i + \sum_{i=1}^n x_i z_i - \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \right. \\
& + \ln p_{001} \left( \sum_{i=1}^n z_i - \sum_{i=1}^n y_i z_i - \sum_{i=1}^n x_i z_i + \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \ln p_{010} \left( \sum_{i=1}^n y_i - \sum_{i=1}^n y_i z_i - \sum_{i=1}^n x_i y_i + \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \\
& + \ln p_{011} \left( \sum_{i=1}^n y_i z_i - \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \ln p_{100} \left( \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n x_i z_i - \sum_{i=1}^n x_i y_i + \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \ln p_{101} \left( \sum_{i=1}^n x_i z_i - \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \\
& \quad \left. + \ln p_{110} \left( \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right) + \ln p_{111} \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i \right\} = \\
& = \exp \left\{ n \ln p_{000} \right\} \exp \left\{ \ln \left( \frac{p_{001} p_{111} p_{010} p_{100}}{p_{011} p_{101} p_{000} p_{110}} \right) \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i + \ln \left( \frac{p_{100}}{p_{000}} \right) \sum_{i=1}^n x_i + \ln \left( \frac{p_{010}}{p_{000}} \right) \sum_{i=1}^n y_i + \right. \\
& \quad \left. + \ln \left( \frac{p_{001}}{p_{000}} \right) \sum_{i=1}^n z_i + \ln \left( \frac{p_{000} p_{110}}{p_{010} p_{100}} \right) \sum_{i=1}^n x_i y_i + \ln \left( \frac{p_{000} p_{101}}{p_{001} p_{100}} \right) \sum_{i=1}^n x_i z_i + \ln \left( \frac{p_{000} p_{011}}{p_{001} p_{010}} \right) \sum_{i=1}^n y_i z_i \right\}
\end{aligned}$$

□

Пусть  $\theta = \ln \left( \frac{p_{001} p_{111}}{p_{011} p_{101}} \right)$ . Можно проверить, что если выполнено одно из условий:

- $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2 \mid X_3$
- $X_1 \perp\!\!\!\perp X_3 \mid X_2$
- $X_2 \perp\!\!\!\perp X_3 \mid X_1$

то параметр  $\theta$  примет значение  $\theta_0 = 0$  (а в обратную сторону?). В тесте структуры Неймана для проверки гипотезы для проверки гипотезы  $H : \theta = \theta_0$  против альтернативы  $K : \theta \neq \theta_0$  используются следующие статистики:

$$U = \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i, T_1 = \sum_{i=1}^n x_i y_i, T_2 = \sum_{i=1}^n x_i z_i, T_3 = \sum_{i=1}^n y_i z_i, T_4 = \sum_{i=1}^n x_i, T_5 = \sum_{i=1}^n y_i, T_6 = \sum_{i=1}^n z_i$$

Для построения теста необходимо найти распределение:

$$P(U = u \mid T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6)$$

Найдем совместное распределение вектора  $(U, T_1, T_2, T_3, T_4, T_5, T_6)$ .

**Лемма 3.2.**

$$\begin{aligned}
& P(U = u, T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6) = \\
& = M(u) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^u \left( \frac{p_{000} p_{110}}{p_{010} p_{100}} \right)^{t_1} \left( \frac{p_{000} p_{101}}{p_{001} p_{100}} \right)^{t_2} \left( \frac{p_{000} p_{011}}{p_{001} p_{010}} \right)^{t_3} \left( \frac{p_{100}}{p_{000}} \right)^{t_4} \left( \frac{p_{010}}{p_{000}} \right)^{t_5} \left( \frac{p_{001}}{p_{000}} \right)^{t_6} p_{000}^n
\end{aligned}$$

где

$$M(u) = \frac{n!}{u!(t_1 - u)!(t_2 - u)!(t_3 - u)!(t_4 - t_1 - t_2 + u)!(t_5 - t_1 - t_3 + u)!(t_6 - t_2 - t_3 + u)!(n - u + t_1 + t_2 + t_3 - t_4 - t_5 - t_6)!}$$

Доказательство.

$$\begin{aligned}
& P(U = u, T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6) = \\
& = P \left[ \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i = u, \sum_{i=1}^n x_i y_i = t_1, \sum_{i=1}^n x_i z_i = t_2, \sum_{i=1}^n y_i z_i = t_3, \sum_{i=1}^n x_i = t_4, \sum_{i=1}^n y_i = t_5, \sum_{i=1}^n z_i = t_6 \right] = \\
& = P \left[ \sum_{i=1}^n x_i y_i z_i = u, \sum_{i=1}^n x_i y_i (1 - z_i) = t_1 - u, \sum_{i=1}^n x_i (1 - y_i) z_i = t_2 - u, \sum_{i=1}^n (1 - x_i) y_i z_i = t_3 - u, \right. \\
& \quad \left. \sum_{i=1}^n x_i (1 - y_i) (1 - z_i) = t_4 - t_1 - t_2 + u, \sum_{i=1}^n (1 - x_i) y_i (1 - z_i) = t_5 - t_1 - t_3 + u, \right. \\
& \quad \left. \sum_{i=1}^n (1 - x_i) (1 - y_i) z_i = t_6 - t_2 - t_3 + u, \sum_{i=1}^n (1 - x_i) (1 - y_i) (1 - z_i) = n - l + t_1 + t_2 + t_3 - t_4 - t_5 - t_6 \right] = \\
& = M(u) p_{111}^u p_{110}^{t_1-u} p_{101}^{t_2-u} p_{011}^{t_3-u} p_{100}^{t_4-t_1-t_2+u} p_{010}^{t_5-t_1-t_3+u} p_{001}^{t_6-t_2-t_3+u} p_{000}^{n-u+t_1+t_2+t_3-t_4-t_5-t_6} = \\
& = M(u) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^u \left( \frac{p_{000} p_{110}}{p_{010} p_{100}} \right)^{t_1} \left( \frac{p_{000} p_{101}}{p_{001} p_{100}} \right)^{t_2} \left( \frac{p_{000} p_{011}}{p_{001} p_{010}} \right)^{t_3} \left( \frac{p_{100}}{p_{000}} \right)^{t_4} \left( \frac{p_{010}}{p_{000}} \right)^{t_5} \left( \frac{p_{001}}{p_{000}} \right)^{t_6} p_{000}^n
\end{aligned}$$

□

**Лемма 3.3.**

$$P_{\theta_0}(U = u \mid T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6) = \frac{M(u)}{\sum_s M(s)}$$

Доказательство.

$$\begin{aligned}
& P(T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6) = \\
& = \sum_s M(s) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^s \left( \frac{p_{000} p_{110}}{p_{010} p_{100}} \right)^{t_1} \left( \frac{p_{000} p_{101}}{p_{001} p_{100}} \right)^{t_2} \left( \frac{p_{000} p_{011}}{p_{001} p_{010}} \right)^{t_3} \left( \frac{p_{100}}{p_{000}} \right)^{t_4} \left( \frac{p_{010}}{p_{000}} \right)^{t_5} \left( \frac{p_{001}}{p_{000}} \right)^{t_6} p_{000}^n \\
& P(U = u \mid T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6) = \\
& = \frac{M(u) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^u \left( \frac{p_{000} p_{110}}{p_{010} p_{100}} \right)^{t_1} \left( \frac{p_{000} p_{101}}{p_{001} p_{100}} \right)^{t_2} \left( \frac{p_{000} p_{011}}{p_{001} p_{010}} \right)^{t_3} \left( \frac{p_{100}}{p_{000}} \right)^{t_4} \left( \frac{p_{010}}{p_{000}} \right)^{t_5} \left( \frac{p_{001}}{p_{000}} \right)^{t_6} p_{000}^n}{\sum_s M(s) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^s \left( \frac{p_{000} p_{110}}{p_{010} p_{100}} \right)^{t_1} \left( \frac{p_{000} p_{101}}{p_{001} p_{100}} \right)^{t_2} \left( \frac{p_{000} p_{011}}{p_{001} p_{010}} \right)^{t_3} \left( \frac{p_{100}}{p_{000}} \right)^{t_4} \left( \frac{p_{010}}{p_{000}} \right)^{t_5} \left( \frac{p_{001}}{p_{000}} \right)^{t_6} p_{000}^n} = \\
& = \frac{M(u) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^u}{\sum_s M(s) \left( \frac{p_{001} p_{010} p_{100} p_{111}}{p_{000} p_{011} p_{101} p_{110}} \right)^s} \\
& P_{\theta_0}(U = u \mid T_1 = t_1, T_2 = t_2, T_3 = t_3, T_4 = t_4, T_5 = t_5, T_6 = t_6) = \frac{M(u)}{\sum_s M(s)}
\end{aligned}$$

□