

Формула полной вероятности

Следствием обеих теорем вероятности – теоремы сложения и теоремы умножения – является формула полной вероятности.

Пусть проводится опыт, об условиях которого можно сделать n исключаящих друг друга предположений (гипотез), образующих полную группу:

$$H_1, H_2, \dots, H_n, \quad H_i H_j = \emptyset, \quad i \neq j, \quad \sum_{i=1}^n H_i = \Omega$$

Каждая из гипотез осуществляется случайным образом и представляет собой случайное событие. Вероятности гипотез известны и равны:

$$p(H_1), p(H_2), \dots, p(H_n), \quad \sum_{i=1}^n p(H_i) = 1$$

Рассмотрим некоторое событие A , которое может появиться только вместе с одной из гипотез. Известны условные вероятности события A для каждой из гипотез:

$$P(A/H_1), p(A/H_2), \dots, p(A/H_n).$$

На основании второй аксиомы
$$p(A) = \sum_{i=1}^n p(H_i A)$$

С учетом теоремы умножения вероятностей $p(H_i A) = p(H_i)p(A/H_i)$, тогда

$$p(A) = \sum_{i=1}^n p(H_i) \cdot p(A/H_i) \quad (3.1)$$

Формула Байеса

Базируется на формуле полной вероятности и теореме умножения вероятностей.

Пусть до проведения некоторого опыта об его условиях n можно сделать n исключаящих друг друга предположений (гипотез), образующих полную группу:

$$H_1, H_2, \dots, H_n, \quad H_i H_j = \emptyset, \quad i \neq j, \quad \sum_{i=1}^n H_i = \Omega$$

Вероятности гипотез до опыта (априорные вероятности) известны:

$$p(H_1), p(H_2), \dots, p(H_n).$$

Опыт произведен, и произошло некоторое событие A . Требуется определить вероятности гипотез с учетом того, что произошло событие A , т. е. определить апостериорные вероятности: $p(H_1/A)$, $p(H_2/A)$, ... $p(H_n/A)$.

Вероятность того, что событие A произошло совместно с H_i , на основании теоремы умножения, вероятностей равна $p(H_i A) = p(H_i)p(A/H_i) = p(A)p(H_i/A)$.

Отбросим левую часть равенства и выразим $p(H_i/A)$:

$$p(H_i / A) = \frac{p(H_i)p(A / H_i)}{p(A)}.$$

Раскроем $p(A)$ по формуле полной вероятности (3.1) и получим формулу Байеса

$$p(H_i / A) = \frac{p(H_i)p(A / H_i)}{\sum_{j=1}^n p(H_j)p(A / H_j)}. \quad (3.2)$$

Формула Байеса позволяет пересчитать априорные вероятности гипотез с учетом того, что опыт завершился событием A .

Теорема о повторении опытов

Пусть проводятся n независимых **одинаковых** опытов, в каждом из которых событие A появляется с вероятностью p . Вероятность $P(n, k)$ того, что событие A произойдет ровно в k опытах, равна **(формула Бернулли)**

$$P(n, k) = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k} = \frac{n!}{k! \cdot (n-k)!} p^k \cdot q^{n-k}, 0 \leq k \leq n \quad (3.3)$$

где $q = 1 - p$ - вероятность того, что A не появится в одном опыте.

Доказательство. Обозначим через B_k появление события A в k опытах и появление \bar{A} в $n - k$ опытах. Событие B_k представляет собой сумму несовместимых событий:

$$B_k = \underbrace{A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_k \cdot \bar{A}_{k+1} \cdot \bar{A}_{k+2} \cdot \dots \cdot \bar{A}_n}_{k} + \dots + \underbrace{\bar{A}_1 \cdot \bar{A}_2 \cdot \dots \cdot \bar{A}_{n-k} \cdot A_{n-k+1} \cdot A_{n-k+2} \cdot \dots \cdot A_n}_{n-k}$$

где A_i, \bar{A}_i – появление и не появление события A в i -м опыте.

Определим вероятность одного из слагаемых. Так как все опыты одинаковы, то вероятности всех вариантов одинаковы и равны

$$P(A_1 \cdot A_2 \cdot \dots \cdot A_k \cdot \bar{A}_{k+1} \cdot \bar{A}_{k+2} \cdot \dots \cdot \bar{A}_n) = \underbrace{p \cdot p \cdot \dots \cdot p}_k \cdot \underbrace{q \cdot q \cdot \dots \cdot q}_{n-k} = p^k \cdot q^{n-k}$$

Количество вариантов таких сложных событий равно числу выборок k номеров опытов из n возможных, в которых произойдут события A , т.е. равно числу сочетаний без повторения элементов C_n^k

Так как эти события несовместимы, то на основании второй аксиомы :

$$p(B_k) = P(n, k) = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$

Свойства формулы Бернулли:

1. Правая часть формулы (3.3) представляет собой общий член разложения бинома Ньютона:

$$(q + p)^n = \sum_{k=0}^n P(n, k) = \sum_{k=0}^n C_n^k p^k q^{n-k} = 1 \quad (3.4)$$

2. Рекуррентная формула $P(n, k)$ имеет вид

$$P(n, k + 1) = \frac{n - k}{k + 1} \cdot \frac{p}{q} P(n, k) \quad (3.5)$$

3. Число k_0 , которому соответствует максимальная вероятность $P(n, k_0)$ называется *наивероятнейшим* числом появления события A и определяется неравенствами:

$$np - q \leq k_0 \leq np + p \quad (3.6)$$

Доказательство.

$$\frac{P_n(k+1)}{P_n(k)} = \frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{q} \Rightarrow P_n(k+1) \geq P_n(k) \Leftrightarrow \frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{q} \geq 1 \Leftrightarrow k \leq np - q, \text{ а}$$

$$P_n(k+1) \leq P_n(k) \Leftrightarrow \frac{n-k}{k+1} \cdot \frac{p}{q} \leq 1 \Leftrightarrow k \geq np - q$$

Итак, при $k < np - q$ функция $P(n, k)$ возрастает, а при $k > np - q$ убывает.

Тогда существует точка k_0 , в которой $P(n, k)$ достигает максимума, т.е.

$$\begin{cases} P(n, k_0) \geq P(n, k_0 - 1) \\ P(n, k_0) \leq P(n, k_0 + 1) \end{cases}$$

Решив данную систему неравенств относительно k_0 , получим (3.6).

4. Вероятность $P_n(k_1 \leq k \leq k_2)$

того, что в n опытах схемы Бернулли, событие A появится от k_1 до k_2 раз ($0 \leq k_1 \leq k_2 \leq n$), равна

$$P(n, k_1 \leq k \leq k_2) = \sum_{k=k_1}^{k_2} P(n, k) = \sum_{k=k_1}^{k_2} C_n^k p^k q^{n-k} \quad (3.7)$$

5. Вероятность $P(n, 1 \leq k \leq n)$

того, что в n опытах событие A появится хотя бы один раз, равна

$$P(n, 1 \leq k \leq n) = 1 - P(n, 0) = 1 - q^n \quad (3.8)$$

Пусть производится n независимых опытов, каждый из которых имеет, r ($r > 2$) попарно несовместных и единственно возможных исходов A_1, A_2, \dots, A_r

с вероятностями $p_1 = p(A_1), p_2 = p(A_2), \dots, p_r = p(A_r)$

Требуется определить вероятность того, что из серии n независимых опытов исход A_1 наступит k_1 раз, $A_2 - k_2, \dots, A_r - k_r$ ($k_1 + k_2 + \dots + k_r = n$), то

$$P(n, k_1, k_2, \dots, k_r) = \frac{(k_1 + k_2 + \dots + k_r)!}{k_1! k_2! \dots k_r!} \cdot p_1^{k_1} \cdot p_2^{k_2} \dots p_r^{k_r} \quad (3.9)$$

Вычисление вероятностей $P(n, k)$ при больших значениях n по формуле Бернулли проблематично. Поэтому вычисление соответствующих вероятностей проводится с помощью следующих приближенных формул.

Если количество испытаний велико $n \rightarrow \infty$, а вероятность события мала $p \rightarrow 0$, так что $np \rightarrow a, 0 < a < \infty$ и $p \ll \frac{1}{\sqrt{n}}$

то используется **формула Пуассона**:

$$P(n, k) \approx \frac{a^k}{k!} \cdot e^{-a}, \quad k = \overline{0, n} \quad (3.10)$$

Если количество испытаний n велико, вероятности p и q не малы, так что выполняются следующие условия:

$$0 < np - 3\sqrt{npq}, np + 3\sqrt{npq} < n$$

то применяются приближенные **формулы Муавра-Лапласа**:

- **локальная** $P(n, k) \approx \frac{\varphi(x)}{\sqrt{npq}},$ (3.11)

где $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right), \quad x = \frac{k - np}{\sqrt{npq}}$

- **интегральная** $P(n, k_1 \leq k \leq k_2) \approx \Phi(x_2) - \Phi(x_1)$ (3.12)

где $x_1 = \frac{(k_1 - np)}{\sqrt{npq}} \quad x_2 = \frac{(k_2 - np)}{\sqrt{npq}}$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \quad - \text{ функция Лапласа.}$$

Функции $\varphi(x)$ и $\Phi(x)$ табулированы.

При использовании таблиц следует помнить, что $\varphi(x)$ является четной $\varphi(-x) = \varphi(x)$ а функция Лапласа - нечетной $\Phi(-x) = -\Phi(x)$.