МГТУ METY

Лекция 2-3. Условная вероятность. Формулы полной вероятности и Байеса. Схема Бернулли

Велищанский Михаил Александрович

МГТУ

Московский Государственный Технический Университет имени Н.Э.Баумана

OH-12 Москва, 2023

МГТУ

Условная вероятность. Понятие условной вероятности

"Наводящие соображения".

Рассмотрим классическую схему. Пусть событиям A и B благоприятствуют N_A и N_B элементарных исходов. Пусть известно, что событие B произошло. Что можно сказать о вероятности наступления события A?

Поскольку событие B произошло, то это значит, что произошел один из N_B элементарных исходов. Значит при определении степени возможности события A необходимо выбирать только из N_B исходов, а благоприятными A будут N_{AB} исходов, при которых происходят оба события A, и B.

Условную вероятность при классической схеме вводят как

$$P(A|B) = \frac{N_{AB}}{N_B} = \frac{N_{AB}/N}{N_B/N} = \frac{P(AB)}{P(B)}.$$

Аналогично можно поступить и при использовании геометрической и статистической схем.

Условная вероятность. Понятие условной вероятности

Пример

Из полной колоды карт в 52 карты, наудачу извлекаются 2 карты.

События $A = \{ \kappa$ арты бубновой масти $\},$

 $B = \{$ карты с картинкой $\}$ (валет, дама, король),

 $C = \{$ карты с картинкой, если они бубновой масти $\}$. P(C) = ?

$$N_A = C_{13}^2 = \frac{13!}{2!11!}, \ N_C = C_3^2 = 3 \Rightarrow P(C) = \frac{N_C}{N_A} = \frac{3}{13 \cdot 6} = \frac{1}{26}.$$

P(C) принято обозначать P(B|A) и называть условной вероятностью события B при условии того, что событие A произошло $\Rightarrow P(B|A) = \frac{1}{26}$.

$$P(A) = \frac{C_{13}^2}{C_{52}^2}, \ P(AB) = \frac{C_3^2}{C_{52}^2} \Rightarrow P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{1}{26}.$$

Условная вероятность

Определение

Условной вероятностью события А при условии наступления события В называют следующее число:

ФH-12

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}, \ P(B) \neq 0.$$

Пример

Из колоды в 36 карты последовательно извлекли 2 карты. Найти вероятность, что вторая карта туз (событие А), если первая карта – туз (событие В).

1:
$$P(A|B) = \frac{(4-1)}{(36-1)} = \frac{3}{35}$$
.

1:
$$P(A|B) = \frac{(4-1)}{(36-1)} = \frac{3}{35}$$
.
2: $P(AB) = \frac{4}{36} \cdot \frac{3}{35}$, $P(B) = \frac{4}{36} \Rightarrow P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{3}{35}$.

Замечание

Условную вероятность P(A|B) можно рассматривать как безусловную вероятность, если в качестве Ω использовать пространство элементарных исходов события В.

Пример

Из урны, в которой a=7 белых и b=3 черных шаров, наугад без возвращения извлекают два шара,

MLTA

 $A_1 = \{$ 1-й извлеченный из урны шар является белым $\},$ $A_2 = \{$ белым является 2-й шар $\}.$ $P(A_2|A_1) = ?$

Первый способ

$$P(A_2|A_1) = \frac{P(A_1A_2)}{P(A_1)} = \frac{C_7^2/C_{10}^2}{C_7^1/C_{10}^1} = \frac{2}{3}.$$

МГТУ

Второй способ

$$\Omega_1 = A_1 \Rightarrow N_{\Omega_1} = a + b - 1 = 9, \ N_{A_2} = a - 1 = 6 \Rightarrow P(A_2|A_1) = \frac{6}{9} = \frac{2}{3}.$$

Условная вероятность. Свойства условной вероятности

Теорема

Условная вероятность обладает всеми свойствами безусловной вероятности P(A).

Доказательство.

Покажем, что условная вероятность удовлетворяет аксиомам:

1.
$$P(A|B)\geqslant 0$$
, т. к. $P(AB)\geqslant 0$ и $P(B)>0$.

2.
$$P(\Omega|B) = \frac{P(\Omega B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$$
.

3. Пусть
$$A_i \cap A_j = \varnothing$$
, $\forall i \neq j, i, j \geqslant 1$.
Тогда $(A_1 + \ldots + A_n + \ldots)B = A_1B + \ldots + A_nB + \ldots \Rightarrow$

$$P(A_1 + \ldots + A_n + \ldots | B) = \frac{P((A_1 + \ldots + A_n + \ldots)B)}{P(B)} =$$

$$= \frac{P(A_1B + \ldots + A_nB + \ldots)}{P(B)} = \frac{P(A_1B) + \ldots + P(A_nB) + \ldots}{P(B)} =$$

$$= \{\text{св-во умножения сходящегося ряда на число}\} =$$

$$= P(A_1|B) + \ldots + P(A_n|B) + \ldots$$

Условная вероятность. Формула умножения вероятностей

Теорема (формула умножения вероятностей)

Пусть событие $A=A_1A_2\dots A_n$ и P(A)>0. Тогда справедливо равенство

$$P(A_1A_2\dots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1)\dots P(A_n|A_1A_2\dots A_{n-1}).$$
 Доказательство.

Т.к.
$$P(A) = P(A_1 A_2 ... A_n) > 0$$
, и $A_1 A_2 ... A_n \subset A_1 A_2 ... A_k \ \forall k = \overline{1, n-1}$, то $P(A_1 A_2 ... A_k) > 0$.

$$P(A_n|A_1A_2...A_{n-1}) = \frac{P(A_1A_2...A_n)}{P(A_1A_2...A_{n-1})} \Leftrightarrow P(A_1A_2...A_n) = P(A_1A_2...A_{n-1})P(A_n|A_1A_2...A_{n-1}),$$

Аналогично
$$P(A_1A_2...A_{n-1}) = P(A_1A_2...A_{n-2})P(A_{n-1}|A_1A_2...A_{n-2}).$$

Тогда МГТУ

$$P(A_1A_2...A_n) = P(A_1A_2...A_{n-2})P(A_{n-1}|A_1A_2...A_{n-2}) \cdot P(A_n|A_1A_2...A_{n-1})$$
 и т.д.

Пример

На семи карточках написаны буквы, образующие слово СОЛОВЕЙ. Карточки перемешивают и из них наугад последовательно извлекают и выкладывают слева направо три карточки, $A = \{$ получится слово $BOЛ\}$, P(A) = ? $A_1 = \{$ на 1-й выбранной карточке написана буква $B\};$ $A_2 = \{$ на 2-й выбранной карточке написана буква $O\};$ $A_3 = \{$ на 3-й выбранной карточке написана буква $\mathcal{J}\} \Rightarrow$ $A = A_1 A_2 A_3 \Rightarrow P(A) = P(A_1 A_2 A_3) = P(A_1) P(A_2 | A_1) P(A_3 | A_1 A_2).$ $P(A_1) = \frac{1}{7}, P(A_2 | A_1) = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}, P(A_3 | A_1 A_2) = \frac{1}{5}.$ $P(A) = P(A_1 A_2 A_3) = \frac{1}{7} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{105} \approx 0.0095.$

Определение

MCTY

Определение События А и В, имеющие ненулевую вероятность, называют независимыми, если их условные вероятности совпадают с безусловными, т.е. P(A|B) = P(A) или P(B|A) = P(B). В противном случае события А и В называют зависимыми.

Замечание

МГТУ

Для независимых событий А и В теорема умножения вероятностей примет вид: P(AB) = P(A)P(B).

Теорема

События A и B $(P(A) \neq 0$ и $P(B) \neq 0)$ являются независимыми т. и т.т., когда P(AB) = P(A)P(B).

Доказательство.

Необходимость:

Пусть A и B ($P(A) \neq 0$ и $P(B) \neq 0$) — независимые события. Пусть P(B|A) = P(B). По формуле умножения вероятностей: P(AB) = P(A)P(B|A) = P(A)P(B). Аналогично, если выполнено P(A|B) = P(A).

ФH-12

Достаточность: Пусть верно P(AB) = P(A)P(B). Тогда по определению условной вероятности

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = P(A)$$
 $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = P(B).$

Замечание

MITTY

Иногда используют следующее определение независимости: События A и B называют независимыми если P(AB) = P(A)P(B). (в этом определении нет ограничений $P(A) \neq 0$ и $P(B) \neq 0$).

Теорема

Если события A и B независимые, то независимыми так же являются пары событий \overline{A} и B, A и \overline{B} , \overline{A} и \overline{B} .

МГТУ

Доказательство.

$$Pig(\overline{A}|Big)=1-Pig(A|Big)=1-Pig(Aig)=Pig(\overline{A}ig)$$
 \Rightarrow \overline{A} и B — независимые события и т.д.

Определение

События A_1, A_2, \ldots, A_n называются попарно-независимыми, если $P(A_iA_j) = P(A_i)P(A_j) \ \forall i,j=\overline{1,n},\ i \neq j,$ и независимыми в совокупности, если $P(A_iA_j) = P(A_i)P(A_j) \ \forall i,j=\overline{1,n};$ $P(A_iA_jA_k) = P(A_i)P(A_j)P(A_k) \ i,j,k=\overline{1,n} \ i < j < k;$... $P(A_1A_2\ldots A_n) = P(A_1)P(A_2)\ldots P(A_n).$

Теорема

Если события A_1, A_2, \ldots, A_n независимы в совокупности то и события $\overline{A}_1, \overline{A}_2, \ldots, \overline{A}_n$ независимы в совокупности.

Замечание

Из попарной независимости событий независимость в совокупности не следует.

Замечание

Для независимых в совокупности событий теорема умножения вероятностей примет вид: $P(A) = P(A_1) \dots P(A_n)$.

Пример

Из колоды n = 36 карт, наугад извлекают 1 карту, $A = \{$ извлеченная карта будет пиковой масти $\}$, $B = \{$ появление дамы $\}$. Зависимы ли A и B? $P(A) = \frac{9}{36} = \frac{1}{4}, \quad P(B) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}, \quad P(AB) = \frac{1}{36},$ $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{1/36}{9/36} = \frac{1}{9} = P(B) \Rightarrow A$ и B независимы.

Изменим условия опыта, добавив в колоду, N=100 пустых

карт (без рисунка).
$$P(B) = \frac{4}{136} = \frac{1}{34},$$
 Тогда
$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{1/136}{9/136} = \frac{1}{9}$$
 \Rightarrow безусловная

вероятность В уменьшилась, но условная вероятность не изменилась ⇒ A и B стали зависимыми.

Замечание

Когда говорят о независимости событий A_1, \ldots, A_n то подразумевают именно независимость в совокупности.

Формула для вероятности объединения независимых событий:

$$P(A_1 + \ldots + A_n) = 1 - P(\overline{A_1 + \ldots + A_n}) = 1 - P(\overline{A_1} \ldots \overline{A_n}) = 1 - P(\overline{A_1}) \cdot \ldots \cdot P(\overline{A_n}) = 1 - [1 - P(A_1)] \cdot \ldots \cdot [1 - P(A_n)].$$

Утверждение

Связь между совместными и зависимыми событиями:

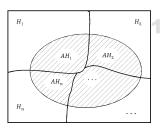
- 1. Если A и B несовместные события и $P(A) \neq 0$, $P(B) \neq 0$ то они зависимые.
- 2. Если А и В совместные события то они могут быть и зависимыми и независимыми.
- 3. Если A и B зависимые события, то они могут быть и совместными и несовместными.

Гипотезы

Определение

Совокупность случайных событий H_1, H_2, \ldots, H_n называют гипотезами, если они удовлетворяют следующим условиям:

- 1. $H_i \neq \emptyset \ \forall i = \overline{1, n};$
- 2. $H_i \cap H_j = \emptyset \ i \neq j$;
- 3. $\bigcup_{i=1}^n H_i = \Omega.$



Замечание

МГТУ

Если условие 2 не выполнено, то события H_1, H_2, \ldots, H_n называют полной группой событий.

ФH-12

$$\forall A \subset \Omega: \ A = A\Omega = A(H_1 + \ldots + H_n) =$$
$$= AH_1 + \ldots + AH_n.$$

MITY

Теорема (формула полной вероятности)

Пусть событие A и гипотезы H_1, \ldots, H_n заданы на одном и том же вероятностном пространстве и известны:

ФH-12

ФH-12

- 1. $P(H_1) > 0, ..., P(H_n) > 0,$
- 2. $P(A|H_1),..., P(A|H_n)$.

Тогда вероятность P(A) можно определить по формуле:

$$P(A) = P(H_1)P(A|H_1) + \ldots + P(H_n)P(A|H_n),$$

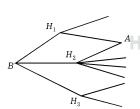
называемой формулой полной вероятности.

Доказательство. Н-12

Т.к.
$$A = A\Omega = A(H_1 + \ldots + H_n) = AH_1 + \ldots + AH_n$$
, и т.к. $(AH_i) \cap (AH_j) = \emptyset \ \forall i \neq j$, то $P(A) = P\left(\bigcup_{i=1}^n (AH_i)\right) = \sum_{i=1}^n P(AH_i) = \sum_{i=1}^n P(H_i)P(A|H_i)$.

Формула полной вероятности. Пример

Пример



Путник должен попасть из пункта B в пункт A в соответствии c приведенной схемой дорог. Выбор любой дороги в любом пункте равновозможен, $A = \{$ путник достиг намеченной цели $\}$, P(A) = ?

Чтобы попасть в пункт A, путник должен пройти один из пунктов H_1 , H_2 или H_3 . Гипотезы H_i — путник выбрал в пункте B путь, ведущий в пункт H_i , i=1,2,3, H_i — несовместны и одно из них обязательно происходит, $P(H_i)=\frac{1}{3}$.

$$P(A|H_1) = \frac{1}{2}$$
, $P(A|H_2) = \frac{1}{4} u P(A|H_3) = 0$.
 $P(A) = \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{4} + 0\right) = 0.25$

Формула Байеса

Теорема (формула Байеса)

Пусть для некоторого события $A,\ P(A)>0$, и гипотез $H_1,\ \dots,\ H_n$ известны $P(H_i)\ (P(H_i)>0)$ и $P(A|H_i)\ i=\overline{1,n}.$ Тогда $P(H_i|A)=\frac{P(H_i)P(A|H_i)}{\sum\limits_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)}.$

Доказательство.

По определению $P(H_i|A) = \frac{P(AH_i)}{P(A)}$.

По формуле умножения вероятностей: $P(AH_i) = P(H_i)P(A|H_i)$.

По формуле полной вероятности: $P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A|H_i)P(H_i)$.

Тогда
$$P(H_i|A) = rac{P(H_i)P(A|H_i)}{\sum\limits_{i=1}^n P(A|H_i)P(H_i)}.$$

Формулы полной вероятности и Байеса. Пример

Пример

Три охотника залпом обстреляли кабана и поразили его 2-мя пулями. Какова вероятность, что 1-й охотник попал, если вероятность попадания в цель для охотников равны 0.4, 0.3 и 0.5 соответственно?

METY

Введем гипотезы: $H_1 - 1$ -й стрелок попал и H_2 – не попал. Событие A – цель поражена 2-мя пулями, A_i – в цель попал i-й охотник.

$$\begin{split} P(H_1) &= 0.4, \ P(H_2) = 0.6; \\ P(A|H_1) &= P\left((A_2\overline{A_3}) \cup (\overline{A_2}A_3)\right) = P(A_2\overline{A_3}) + P(\overline{A_2}A_3) = \\ &= P(A_2)P(\overline{A_3}) + P(\overline{A_2})P(A_3) = 0.3(1-0.5) + (1-0.3)0.5 = 0.5; \\ P(A|H_2) &= P(A_2A_3) = 0.3 \cdot 0.5 = 0.15; \\ P(H_1|A) &= \frac{0.4 \cdot 0.5}{0.5 \cdot 0.4 + 0.15 \cdot 0.6} = \frac{20}{29}. \end{split}$$

Повторные испытания. Схема Бернулли

Определение

мгту

Повторные испытания — это последовательное проведение п раз одного и того же опыта или одновременное проведение п одинаковых опытов

Пример

При контроле уровня надежности прибора могут либо проводить п испытаний с одним и тем же прибором, если после отказа полностью восстанавливают его исходные свойства, либо ставить на испытания п опытных образцов этого прибора, которые считают идентичными

МГТУ

MITY

Схема Бернулли

Определение

МГТУ

Биноминальной схемой испытаний (схемой Бернулли) называют последовательность повторных испытаний, удовлетворяющую условиям:

- 1. Для каждого испытания возможными являются лишь два исхода: появление некоторого события A ("успех"), либо его дополнения \overline{A} ("неудача").
- 2. Исход любого испытания не зависит от исходов предшествующих испытаний, т.е. испытания независимы.
- 3. Вероятность успеха во всех испытаниях постоянна и равна P(A) = p.

Схема Бернулли, примеры

Замечание

B каждом испытании $P(\overline{A})=1-p=q$

Пример

Последовательное подбрасывание n раз симметричной монеты (орел — успех, p=0.5), или последовательное бросание n раз игральной кости $\left(\text{шестерка}-\text{успех},\ p=\frac{1}{6}\right)$.

ФН-12 ФН-12

ФH-12

ФН-12

Пример

Последовательность п выстрелов стрелка по мишени можно приближенно рассматривать как схему Бернулли, т.к. независимость результатов стрельбы может нарушаться либо из-за пристрелки спортсмена, либо из-за его утомляемости.

Пример

Испытания п изделий в течение заданного срока при контроле уровня их надежности, как правило, хорошо согласуются с моделью испытаний по схеме Бернулли, если на испытаниях идентичные образцы

Основная задача для схемы Бернулли:

 $A_k=\{$ в n испытаниях успех наступит ровно k-раз $\},\ k=\overline{0,n},\ P_n(k)=P(A_k).$

Теорема (формула Бернулли)

Вероятность $P_n(k)$ того, что в n испытаниях по схеме Бернулли произойдет ровно k "успехов" (событие A наступит ровно k

раз) равна:
$$P_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}$$
, где $C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}$, $k = \overline{0,n}$.

Формула Бернулли

Доказательство.

Пусть событие B_h состоит в том, что в испытаниях с номерами $i_1^h, i_2^h, \dots, i_k^h$ наступило событие А (т.е. "успех"), а с номерами $j_1^h, j_2^h, \dots, j_{n-k}^h$ — "неудача". Тогда $\left\{i_1^h, i_2^h, \ldots, i_k^h\right\} \cup \left\{j_1^h, j_2^h, \ldots, j_{n-k}^h\right\} = \left\{1, 2, \ldots, n\right\}$, а $\left\{i_1^h, i_2^h, \ldots, i_k^h\right\} \cap \left\{j_1^h, j_2^h, \ldots, j_{n-k}^h\right\} = \varnothing.$ T.o. $B_h \Leftrightarrow \left\{ (A_{i_1^h}) \wedge \ldots \wedge (A_{i_\ell^h}) \right\} \wedge \left\{ (\overline{A}_{j_1^h}) \wedge \ldots \wedge (\overline{A}_{j_{n-\ell}^h}) \right\}.$ Поскольку испытания независимые, то $P(B_h) = P(A_{i_1^h}) \dots P(A_{i_k^h}) P(\overline{A}_{i_1^h}) \dots P(\overline{A}_{i_{n-k}^h}) = p^k (1-p)^{n-k}.$ Тогда событие $B_n^k = [\]B_h -$ в n испытаниях k "успехов", где h — кол-во способов выбрать k "успешных" мест в nиспытаниях. Это число равно $C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!}$. Тогда $P(B_n^k) = P\left(\bigcup B_h\right) = \sum P(B_h) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}.$

Схема Бернулли. Следствия

Замечание

Формулу Бернулли называют также биномиальной, т.к. ее правая часть — (k+1)-й член формулы бинома Ньютона:

$$1 = (p+q)^n = C_n^0 q^n + C_n^1 p^1 q^{n-1} + \ldots + C_n^k p^k q^{n-k} + \ldots + C_n^n p^n.$$

Набор вероятностей $P_n(k)$, k=0, n называют биномиальным распределением вероятностей.

Следствие

- 1. $P\{k_1 \le k \le k_2\} = \sum_{k=1}^{k_2} C_n^k p^k q^{n-k}$.
- 2. $P\{k \ge 1\} = 1 a^n$.

Схема Бернулли. Примеры

Пример

Монету подбрасывают n=10 раз, орел — У, p=0.5. Найти:

MITY

OH-12

- 1. $P_{10}(5) = ? \bigcirc H_{-1}(2)$
- 2. $P\{k \le 5\} = ?$
- 3. $P\{k \ge 1\} = ?$

$$P_{10}(5) = C_{10}^5 \left(\frac{1}{2}\right)^{10} = \frac{252}{1024} = 0.246;$$

$$P\{k \le 5\} = \frac{C_{10}^0 + C_{10}^1 + C_{10}^2 + C_{10}^3 + C_{10}^4 + C_{10}^5}{1024} = \frac{638}{1024} \approx 0.623;$$

$$P\{k \geqslant 1\} = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^{10} \approx 0.999$$

Схема Бернулли. Примеры

Пример

Вероятность выигрыша на один лотерейный билет равна 0.01. Определить, сколько билетов нужно купить, чтобы вероятность хотя бы одного выигрыша в лотерее была не менее заданного значения $P_3=0.9$.

МГТУ

Куплено п билетов. Предположим, что общее число билетов, разыгрывающихся в лотерее велико (во много раз больше купленных билетов) \Rightarrow каждый билет выигрывает независимо от остальных с вероятностью $p=0.01 \Rightarrow$

$$P\{k \ge 1\} = 1 - q^n = 1 - (1 - p)^n \ge P_3 \Rightarrow$$

$$n \ge \frac{\ln(1 - P_3)}{\ln(1 - p)} = \frac{\ln 0.1}{\ln 0.99} \approx 230.$$

⇒ нужно купить не менее 230 лотерейных билетов.