# 第七章 概率基础

第 21 讲 随机变量的数字特征

# 黄定江

DaSE @ ECNU djhuang@dase.ecnu.edu.cn

- 1 21.1 期望
- 21.2 方差
- ③ 21.3 矩和协方差矩阵

- 1 21.1 期望
- ② 21.2 方差
- ③ 21.3 矩和协方差矩阵

期望

### 21.1.1 期望: 定义

#### 定义 1

随机变量 X 的**期望值**或均值或一阶矩定义为

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) = \begin{cases} \sum_{x} x f(x), & X$$
为离散型随机变量, 
$$\int_{x} x f(x) dx, & X$$
为连续型随机变量.

其中 F(x) 是概率累积函数. 也可以使用如下符号表示 X 的期望:

$$E(X) = EX = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) = \mu = \mu_X.$$

需要说明的是,若 X 是离散型随机变量且期望存在,要求

$$\sum_{x} |x| f(x) < +\infty$$

若 X 是连续型随机变量且期望存在, 要求:

$$\int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x) \, dx < +\infty$$



### 例 1

 $\diamondsuit$   $X \sim Bernoulli(p)$ , 则

$$E(X) = \sum_{x=0}^{1} xf(x) = (0 \times (1-p)) + (1 \times p) = p$$

## 例 2

 $\diamondsuit$   $X \sim Uniform(-1,3)$  则

$$E(X) = \int x dF_X(x) = \int x f(x) dx = \frac{1}{4} \int_{-1}^3 x dx = 1$$

# 期望的求法: 懒惰统计学家法则

#### 定理1

设 Y 是随机变量 X 的函数: Y = r(X). 则

$$E(Y) = E(r(X)) = \int r(x)dF_X(x)$$

定理的证明超出了本课程的范围,这里不再详述. 但是定理的重要意义在于当我们求 E(Y)时,不必算出 Y的概率密度函数,而只需利用 X的概率密度函数就可以了.

例 3

 $\diamondsuit$   $X \sim Uniform(0,1), Y = r(X) = e^X$ , 则

$$E(Y) = \int_0^1 e^x f(x) dx = \int_0^1 e^x dx = e - 1$$

另一种方法就是先求出  $f_Y(y) = 1/y$ ,其中 0 < y < e,从而计算出  $E(Y) = \int_1^e y f(y) \, dy = e - 1$ 



# 期望的性质

# 性质

- 1. 设 C 是常数,则有 E(C)=C
- 2. 设 X 是随机变量,C 是常数,则有

$$E(CX) = CE(X)$$

3. 设 X 和 Y 是两个随机变量,则有:

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y)$$

4. 设 X 和 Y 是相互独立的两个随机变量,则有:

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

# 常见离散型随机变量的期望

• 随机变量 X 服从参数为 p 的伯努利分布的期望

$$E(X) = p \times 1 + (1 - p) \times 0 = p$$

● 随机变量 X 服从参数为 n, p 的二项式分布的期望

$$E(X) = \sum_{k=0}^{n} k \times P(X = k) = \sum_{k=0}^{n} k \times C_{n}^{k} p^{k} (1 - p)^{n-k} = np$$

• 随机变量 X 服从参数为 p 的几何分布 (0 的期望

$$E(X) = \sum_{k=1}^{n} k \times P(X = k) = \sum_{k=1}^{n} k \times (1 - p)^{k-1} p = \frac{1}{p}$$

• 随机变量 X 服从参数为  $\lambda$  的泊松分布的期望

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda$$



# 连续型随机变量的期望

• 随机变量  $X \sim U(a \ b)$  的期望

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{a}^{b} x \frac{1}{b-a} dx = \frac{b+a}{2}$$

• 随机变量 X 服从参数为  $\mu, \gamma$  的 Laplace 分布的期望

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{1}{2\gamma} \exp(-\frac{|x - \mu|}{\gamma}) = \mu$$

• 随机变量 X 服从参数为  $\mu, \sigma$  的高斯分布的期望

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} = \mu$$

### 期望应用举例

#### 例 4

期望在机器学习中随处可见。比如在衡量分类模型准确率时我们使用期望来定义:

$$accuracy = E(I(y = \hat{f}(x))) = \sum I(y = \hat{f}(x)) dF(x)$$

其中 F(x) 是随机变量 x 的累积分布函数,  $\hat{f}(x)$  是训练好的模型, 且:

$$I(y = \hat{f}(x)) = \begin{cases} 1 & \mathbf{y} = \hat{f}(x) \\ 0 & \mathbf{y} \neq \hat{f}(x) \end{cases}$$

但在实际中,我们并不知道数据真实的概率分布函数,常取的做法是采集 n 个未在训练集中出现过的样本作为测试集,使用:

$$\sum_{i}^{n} \frac{1}{n} I(y_i = \hat{f}(x_i))$$

来衡量模型的准确率.

此外强化学习中价值函数(状态价值函数和动作价值函数)也是由数学期望来定义的.

### 21.1.2 条件期望

假设 X 和 Y 为随机变量,当 Y=y 时 X 的均值是多少?方法跟前面计算 X 的均值一样,只不过将期望定义中的  $f_X(x)$  用  $f_{X|Y}(x|y)$  代替就可以了.

#### 定义 2

给定 Y = y 情况下 X 的条件期望为

$$E(X|Y=y) = \begin{cases} \sum x f_{X|Y}(x|y), & \textbf{abff.}, \\ \int x f_{X|Y}(x|y) dx, & \textbf{i.i.} \end{cases}$$

如果 r(x, y) 为 x, y 的函数, 则

#### 例 5

假设  $X \sim Uniform(0,1)$ , 当观察到 X = x 后,假设  $Y|X = x \sim Uniform(x,1)$ , 凭直觉 E(Y|X = x) = (1+x)/2, 事实上  $f_{Y|X}(y|x) = 1/(1-x)$ , 其中 x < y < 1, 故

$$E(Y|X=x) = \int_0^1 y f_{Y|X}(y|x) dy = \frac{1}{1-x} \int_x^1 y dy = \frac{1+x}{2}$$

因此 E(Y|X)=(1+X)/2,它是一个随机变量. 当观察到 X=x 后,其值为 E(Y|X=x)=(1+x)/2



#### 定理 2

(期望迭代法则) 对随机变量 X 和 Y, 假设期望均存在,则有

$$E[E(Y|X)] = E(Y), \quad E[E(X|Y)] = E(X)$$

更一般的,对任意函数 r(x, y) 有

$$E[E(r(X, Y))|X] = E(r(X, Y))$$

## 证明.

下面证明第一个等式,利用条件期望的定义和 f(x, y) = f(x)f(y|x)

$$E[E(Y|X)] = \int E(Y|X = x)f_X(x) dx = \iint yf(y|x) dyf(x) dx$$
$$= \iint yf(y|x)f(x) dx dy = \iint yf(x, y) dx dy = E(Y)$$

#### 例 6

回到例5中,试问怎么计算 E(Y)? 一种方法是求出联合密度函数 f(x,y),然后计算  $E(Y)=\int\int yf(x,y)\,dxdy$ . 另一种更简单的方式可以分两步来实现. 首先计算 E(Y|X)=(1+X)/2,从而

$$E(Y) = E[E(Y|X)] = E((1+X)/2)$$
$$= \frac{1+E(X)}{2} = \frac{(1+(1/2))}{2} = \frac{3}{4}$$

- 1 21.1 期望
- 21.2 方差
- ③ 21.3 矩和协方差矩阵

方差

### 21.2.1 方差: 定义

#### 定义 3

令随机变量 X 的均值为  $\mu,X$  的方差记为  $\sigma^2$ , 定义为

$$\begin{split} \sigma^2 &= E(X-\mu)^2 \\ &= \int (x-\mu)^2 dF(X) \\ &= \begin{cases} \sum_x (x-\mu)^2 f(x), & X \text{为离散型随机变量}, \\ \int_x (x-\mu)^2 f(x) dx, & X \text{为连续型随机变量}. \end{cases} \end{split}$$

其中假设期望存在. 标准差定义为  $sd(X) = \sqrt{\sigma^2} = \sigma$ 

#### 例 7

设随机变量 X 具有数学期望  $E(X) = \mu$ , 方差  $D(X) = \sigma^2 \neq 0$ , 记  $X^* = \frac{X - \mu}{}$ 

则

$$E(X^*) = \frac{1}{\sigma}E(X - \mu) = \frac{1}{\sigma}[E(X) - \mu] = 0$$

$$D(X^*) = E((X^*)^2) = \int (\frac{x - \mu}{\sigma})^2 f(x) dx = \frac{1}{\sigma^2} \int (x - \mu)^2 f(x) dx = 1$$

因此对于任何一个具有均值和方差的分布,我们总可以通过这样的变换将其变为均值为 0, 方差为1的分布。

# 方差的性质

# 性质

1. 设 X 是随机变量, 有

$$D(X) = E(X^{2}) - [E(X)]^{2}$$

方差

- 2. 设 C 是常数,则有 D(C) = 0
- 3. 设X是随机变量,C是常数,则有

$$D(CX) = C^2 D(X)$$
  $D(X + C) = D(X)$ 

4. 设 X 和 Y 是两个随机变量,则有:

$$D(X + Y) = D(X) + D(Y) + 2E\{(X - E(X)(Y - E(Y))\}\$$

若 X 与 Y 相互独立,则有:

$$D(X + Y) = D(X) + D(Y)$$



#### 定义 4

如果  $X_1, \ldots, X_n$  为随机变量,则定义样本均值为

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

#### 样本方差为

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

#### 定理3

令  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是独立同分布的随机变量且  $\mu = E(X_i), \sigma^2 = D(X_i)$ , 则

$$E(\bar{X}_n) = \mu, \ D(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}, \ E(S_n^2) = \sigma^2$$



# 常见离散型随机变量的方差

• 随机变量 X 服从参数为 p 的伯努利分布的方差

$$D(X) = (1-p)^2 \times p + (0-p)^2 \times (1-p) = p(1-p)$$

方差

● 随机变量 *X* 服从参数为 *n*, *p* 的二项式分布的方差

$$D(X) = \sum_{k=0}^{n} (k - E(X))^{2} \times P(X = k)$$

$$= \sum_{k=0}^{n} (k - np)^{2} \times C_{n}^{k} p^{k} (1 - p)^{n-k}$$

$$= np(1 - p)$$

• 随机变量 X 服从参数为 p 的几何分布,0 的方差

$$D(X) = \sum_{k=1}^{n} (k - E(k))^{2} \times P(X = k) = \sum_{k=1}^{n} (k - \frac{1}{p})^{2} \times (1 - p)^{k-1} p = \frac{1 - p}{p^{2}}$$

• 随机变量 X 服从参数为  $\lambda$  的泊松分布的方差  $D(X) = \lambda$ 



方差

# 常见连续型随机变量的方差

• 随机变量  $X \sim U(a \ b)$  的方差

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx = \int_{a}^{b} (x - \frac{b+a}{2})^2 \frac{1}{b-a} dx = \frac{(b-a)^2}{12}$$

• 随机变量 X 服从参数为  $\mu, \gamma$  的 Laplace 分布的方差

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{2\gamma} \exp(-\frac{|x - \mu|}{\gamma}) = 2\gamma^2$$

• 随机变量 X 服从参数为  $\mu,\sigma$  的高斯分布的方差

$$D(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}} = \sigma^2$$

### 21.2.2 方差的应用: 过拟合与偏差-方差分解

- 在机器学习领域,我们将现有的数据划分为训练集和测试集,在训练集上训练一个模型 *f*.
- 如果模型在训练集上表现很好(如对于分类问题,表现好意味着分类准确率高),而在 测试集上表现很差,则此时的模型输入处于过拟合状态,为了避免过拟合,我们需要在 模型的拟合能力与复杂度之间进行权衡。
- 拟合能力强的模型一般复杂度会比较高,容易导致过拟合.相反,如果限制模型的复杂度,降低其拟合能力,又可能会导致欠拟合.因此,如何在模型的拟合能力和复杂度之间取得一个较好的平衡,对一个机器学习算法来讲十分重要.
- 偏差-方差分解(Bias-Variance Decomposition) 为我们提供一个很好的分析和指导工具.

#### 例 8

以回归问题为例. 假设样本的真实分布是  $p_{r}(x,y)$ ,并采用平方损失函数,模型 f(x) 的期望 误差为:  $\mathcal{R}(f) = E_{(x,y) \sim p_{\tau}(x,y)} [(y - f(x))^2]$ 。那么最优模型为:  $f^*(x) = E_{y \sim p_{\tau}(y|x)}[y]$  其中  $p_r(y|x)$  为样本的真实条件分布, $f^*(x)$  为使用平方损失作为优化目标的最优模型,其损失为:  $\epsilon = E_{(x,y) \sim p_r(x,y)} \left[ (y - f^*(x))^2 \right].$ 

通常损失  $\epsilon$  是由样本分布以及噪声引起的,无法通过优化模型来减少。 期望错误可以分解为:

$$\mathcal{R}(f) = E_{(x,y) \sim p_r(x,y)} \left[ (y - f^*(x) + f^*(x) - f(x))^2 \right] 
= E_{(x,y) \sim p_r(x,y)} \left[ (y - f^*(x))^2 \right] + E_{(x,y) \sim p_r(x,y)} \left[ (f^*(x) - f(x))^2 \right] 
+ 2E_{(x,y) \sim p_r(x,y)} \left[ (y - f^*(x))(f^*(x) - f(x)) \right] 
= E_{x \sim p_r(x)} \left[ (f^*(x) - f(x))^2 \right] + \epsilon$$
(1)

其中

$$\begin{split} 2E_{(x,y)\sim p_r(x,y)}\left[(y-f^*(x))(f^*(x)-f(x))\right] &= 2\int_x \int_y p_r(x,y)(y-f^*(x))(f^*(x)-f(x))\,dxdy\\ &= 2\int_x (f^*(x)-f(x))\,dx\int_y p_r(x,y)(y-f^*(x))\,dy \end{split}$$

对于给定的  $x_0$ :

$$\int_{y} p_{r}(x_{0}, y)((y - f^{*}(x_{0})) dy = \int_{y} p_{r}(x_{0}, y)(y - f^{*}(x_{0})) dy$$

$$= p_{r}(x_{0}) \int_{y} p_{r}(y|x_{0})(y - f^{*}(x_{0})) dy$$

$$= p_{r}(x_{0}) \left( \int_{y} p_{r}(y|x_{0}) y dy - f^{*}(x_{0}) \int_{y} p_{r}(y|x_{0}) dy \right)$$

$$= 0$$

故

$$2E_{(x,y)\sim p_r(x,y)}\left[(y-f^*(x))(f^*(x)-f(x))\right]=0$$



- 式 $(1)\mathcal{R}(f)=E_{x\sim p_r(x)}\left[(f^*(x)-f(x))^2\right]+\epsilon$  中的第一项是当前训练出的模型与最优模型 之间的差距,是机器学习算法可以优化的真实目标.
- 在实际训练一个模型 f(x,y) 时,训练集 D 是从真实分布  $p_r(x,y)$  上独立同分布地采样 出来的有限样本集合. 不同的训练集会得到不同的模型.
- $\circ f_D(x)$  表示在训练集 D 学习到的模型,一个机器学习算法(包括模型以及优化算法) 的能力可以用不同训练集上的模型的平均性能来评价.
- 对于单个样本 x, 不同训练集 D 得到模型  $f_D(x)$  和最优模型  $f^*(x)$  的期望差距为

$$E_D [(f_D(x) - f^*(x))^2] = E_D [(f_D(x) - E_D [f_D(x)] + E_D [f_D(x)] - f^*(x))^2]$$

$$= (E_D [f_D(x)] - f^*(x))^2 + E_D [(f_D(x) - E_D [f_D(x)])^2]$$
(2)

- 式(2)中第一项  $(E_D[f_D(x)] f^*(x))^2$  称为偏差 (Bias) 的平方,记为  $(bias.x)^2$ ,是指一 个模型在不同训练集上的平均性能和最优模型的差异.
- 第二项  $E_D\left[\left(f_D(x)-E_D\left[f_D(x)\right]\right)^2\right]$  称为方差 (Variance), 记为 variance.x, 是指一个 模型在不同训练集上的差异,可以用来衡量一个模型是否容易过拟合。



用  $E_D[(f_D(x) - f^*(x))^2]$  来代替式(1)中的  $(f(x) - f^*(x))^2$ , 则期望错误可写成:

$$\mathcal{R}(f) = E_{x \sim p_r(x)} \left[ E_D \left[ (f_D(x) - f^*(x))^2 \right] \right] + \epsilon$$

$$= (bias)^2 + variance + \epsilon$$
(3)

其中:

$$(bias)^2 = E_x [(E_D[f_D(x)] - f^*(x))^2]$$

$$variance = E_x \left[ E_D[(f_D(x) - E_D[F_D(x)])^2] \right]$$

所以最小化期望误差等价于最小化偏差与方差之和.

- 图1给出了机器学习模型的四种偏差和方 差组合情况。
- 每个图的中心点为最优模型  $f^*(x)$ , 蓝点 为不同训练集 D 上得到的模型  $f_D(x)$ .
- 图1a 给出了一种理想情况,方差和偏差 都比较小。
- 图1b 为高偏差低方差的情况,表示模型 的泛化能力很好,但拟合能力不足.
- 图1c 为低偏差高方差的情况,表示模型的拟合能力很好,但泛化能力比较差.当训练数据比较少时会导致过拟合.
- 图1d 为高偏差高方差的情况,是一种最 差的情况。

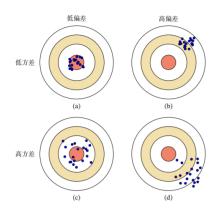


图 1: 偏差与方差的组合

方差一般会随着训练样本的增加而减少. 当样本比较多时,方差比较少,这时可以选择能力强的模型来减少偏差. 然而在很多机器学习任务上,训练集往往都比较有限,最优的偏差和最优的方差就无法兼顾.

- 以结构错误最小化为例,我们可以调整 正则化系数 λ 来控制模型的复杂度.
- 当 λ 变大时,模型复杂度会降低,可以 有效地减少方差,避免过拟合,但偏差 会上升.
- 当 λ 过大时,总的期望错误反而会上升。
- 因此,一个好的正则化系数 λ 需要在偏差和方差之间取得比较好的平衡。

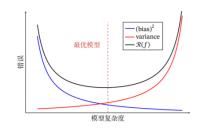


图 2: 机器学习模型的期望错误、偏差和方差随复杂度的变化情况

图2给出了机器学习模型的期望错误、偏差和方差随复杂度的变化情况,其中红色虚线表示最优模型. 最优模型并不一定是偏差曲线和方差曲线的交点.

- 偏差和方差分解给机器学习模型提供了一种分析途径,但在实际操作中难以直接衡量。
- 一般来说,当一个模型在训练集上的错误率比较高时,说明模型的拟合能力不够, 差比较高.
- 这种情况可以通过增加数据特征、提高模型复杂度、减少正则化系数等操作来改讲模 型.
- 当模型在训练集上的错误率比较低,但验证集上的错误率比较高时,说明模型过拟合。 方差比较高.
- 这种情况可以通过降低模型复杂度、加大正则化系数、引入先验等方法来缓解。
- 此外,还有一种有效降低方差的方法为集成模型,即通过多个高方差模型的平均来降 低方差.

# 21.2.3 协方差和相关系数

对于二维随机变量 (X, Y),除了讨论期望与方差之外,还需讨论 X 和 Y 之间的相关关系的数字特征.

#### 定义 5

令 X 和 Y 是均值分别为  $\mu_X$  和  $\mu_Y$ ,标准差分别是  $\sigma_X$  和  $\sigma_Y$  的随机变量,定义 X 和 Y 的 协方差:

$$Cov(X, Y) = E\{(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)\}\$$

相关系数:

$$\rho = \rho_{X,Y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

# 协方差的性质

# 由协方差定义可知

# 性质

1.

$$Cov(X, Y) = Cov(Y, X) \quad Cov(X, X) = D(X)$$

2. 对于任意两个随机变量 X 和 Y, 下列等式成立:

$$D(X + Y) = D(X) + D(Y) + 2Cov(X, Y)$$

将 Cov(X, Y) 的定义展开,易得

$$Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

3.

$$Cov(aX, bY) = abCov(X, Y)$$

4.

$$Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$$

# 相关系数的性质

# 同时相关系数具有以下性质:

# 性质

1.

$$|\rho_{XY}| \le 1$$

当  $\rho = 0$  时,称随机变量 X 和 Y 不相关.

2.  $|\rho_{XY}|=1$  的充要条件是存在 a,b 使 P(Y=a+bX)=1

#### 例 9

设(X, Y) 服从二维正态分布,它的概率密度函数

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\}$$

我们可以分别计算出 X 和 Y 的边缘概率分布,然后分别求出 X 和 Y 的期望,方差以及相 关系数. 由于计算太复杂, 这直接给出结

果:
$$E(X) = \mu_1, E(Y) = \mu_2, D(X) = \sigma_1^2, D(Y) = \sigma_2^2, Cov(X, Y) = \rho$$

这也就是说,二维正态随机变量 (X, Y) 的概率密度中的参数  $\rho$  就是 X 和 Y 的相关系数. 因而二维正态随机变量的分布完全可由 X,Y 各自的数学期望,方差以及它们的相关系数所 确定.

#### 定理 4

# 若 (X, Y) 服从二维正态分布,那么 X 和 Y 相互独立的充要条件是 $\rho = 0$

## 证明.

必要性: 若 X 和 Y 相互独立,则:

$$Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = E(X)E(Y) - E(X)E(Y) = 0$$

故  $\rho = 0$ 

充分性: 若  $\rho = 0$ , 则:

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp\left\{\frac{-1}{2} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{\frac{-1}{2} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} \right] \right\} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{\frac{-1}{2} \left[ \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

$$= f(x)f(y)$$

所以随机变量 (X, Y) 相互独立.



## 21.2.4 随机变量的内积

- 如果两个随机变量 x 和 y 是不相关的,那么:D(x+y) = D(x) + D(y)。
- 因为方差是以平方来衡量的,这和勾股定理很像:  $c^2 = a^2 + b^2$  其中 a, b 是直角三角形的直角边,c 是直角三角形的斜边。
- 接下来,我们尝试从几何学的角度来解释不相关随机变量之间的关系。随机变量能被看成向量空间中的向量,我们能定义内积来获取随机变量的几何性质,如果我们定义: $\langle x,y \rangle := Cov(x,y)$ 。
- 随机变量的长度是: $\|x\| = \sqrt{Cov(x,x)} = \sqrt{D(x)} = \sigma(x)$ 。我们知道如果两个向量  $x \perp y \Leftrightarrow < x, y >= 0$ . 对于我们这种情况意味着 x 与 y 正交当且仅当 Cov(x,y) = 0 或者说 x 与 y 不相关。

**注意** 虽然试图使用欧几里得距离(由上面的内积的定义构造)来比较概率分布,但不幸的是,这并不是获得分布之间距离的最佳方法。由于概率质量(或密度)需要加起来为 1 的事实,分布存在于一个流形中。对这种概率分布空间的研究称为信息几何。

- 1 21.1 期望
- ② 21.2 方差
- ③ 21.3 矩和协方差矩阵

## 21.3.1 矩的定义

#### 定义 6

设X和Y是随机变量,

若  $E(X^k)$ ,  $k=1,2,\cdots$  存在, 称它为 X 的 k 阶原点矩, 简称 k 阶矩.

若  $E\{[X-E(X)]^k\}, k=2,3,\cdots$  存在,称它为 X 的 k 阶中心矩.

若  $E\{X^kY^l\}, k, l=1,2,3,\cdots$  存在,称它为 X 和 Y 的 k+l 阶混合矩.

若  $E([X-E(X)]^k[Y-E(Y)]^k\}$ ,  $k,l=1,2,3,\cdots$  存在,称它为 X 和 Y 的 k+l 阶混合中心矩.

显然 X 的数学期望 E(X) 是 X 的一阶原点矩,方差 D(X) 是 X 的二阶中心矩,协方差 Cov(X, Y) 是 X 和 Y 的二阶混合中心矩.

# 协方差矩阵的定义

下面介绍 n 维随机变量的协方差矩阵. 先从二维随机变量讲起.

- 二维随机变量的协方差矩阵
- 二维随机变量  $(X_1, X_2)$  有 4 个二阶中心矩 (假设它们都存在), 分别记为

$$c_{11} = E\{[X_1 - E(X_1)]^2\}$$

$$c_{12} = E\{[X_1 - E(X_1)][X_2 - E(X_2)]\}$$

$$c_{21} = E\{[X_2 - E(X_2)][X_1 - E(X_1)]\}$$

$$c_{22} = E\{[X_2 - E(X_2)]^2\}$$

将它们排成矩阵的形式

$$\begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}$$

这个矩阵称为二维随机变量 (X, Y) 的协方差矩阵.

#### 定义 7

设 n 维随机变量  $(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  的二阶混合中心矩

$$c_{ij} = Cov(X_i, X_j) = E[X_i - E(X_i)][X_j - E(X_j)], i, j = 1, 2, \dots, n$$

都存在,则称矩阵:

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \cdots & c_{1n} \\ c_{21} & c_{22} & \cdots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \cdots & c_{nn} \end{bmatrix}$$

为 n 维随机变量  $(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  的协方差矩阵.

由于  $c_{ij} = c_{ii} (i \neq j; i, j = 1, 2, \dots, n)$ , 因此上述矩阵是一个对阵矩阵.



一般情况下 n 维随机变量的分布是不知道的,或者太过复杂,以致在数学上不易处理,因此在实际应用中协方差矩阵就显得重要了。

#### 例 10

我们以 n 维正态分布为例来介绍 n 维随机变量. 在介绍 n 维正态分布的概率密度函数之前,我们先将二维正态分布的概率密度函数改成另外一种形式,以便将它推广到 n 维随机变量的场合中去. 二维正态随机变量  $(X_1,X_2)$  的概率密度函数为

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[ \frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$

现将上式中花括号内的式子写成矩阵形式,为此引入下面的列矩阵

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} \quad \boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix}$$

 $(X_1, X_2)$  的协方差矩阵为

$$\boldsymbol{C} = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$



它的行列式  $|C| = \sigma_1^2 \sigma_2^2 (1 - \rho^2)$ , C 的逆矩阵为

$$\boldsymbol{C}^{-1} = \frac{1}{|\boldsymbol{C}|} \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & -\rho\sigma_1\sigma_2 \\ -\rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_1^2 \end{bmatrix}$$

经计算可知

$$(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^T \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) = \frac{1}{|\mathbf{C}|} (x_1 - u_1 x_2 - u_2) \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & -\rho \sigma_1 \sigma_2 \\ -\rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_1^2 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_1 - \boldsymbol{\mu}_1 \\ x_2 - \boldsymbol{\mu}_2 \end{pmatrix}$$

$$(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^T \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) = \frac{1}{1 - \rho^2} \left[ \frac{(x - \boldsymbol{\mu}_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x - \boldsymbol{\mu}_1)(y - \boldsymbol{\mu}_2)}{\sigma_1 \sigma_2} + \frac{(y - \boldsymbol{\mu}_2)^2}{\sigma_2^2} \right]$$

于是  $(X_1, X_2)$  的概率密函可写成

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{(2\pi)^{2/2} (|\mathbf{C}|)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^T \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) \right\}$$



# 推广到 n 维正态随变量

上式容易推广到 n 维正态随变量  $(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  的情况. 引入列矩阵

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \quad \boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} E(X_1) \\ E(X_2) \\ \vdots \\ E(X_n) \end{pmatrix}$$

n 维正态随机变量  $(X_1, X_2, \cdots, X_n)$  的概率密度函数定义为:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} (|C|)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (X - \mu)^T C^{-1} (X - \mu) \right\}$$

其中  $C \in (X_1, X_2, \dots, X_n)$  的协方差矩阵.

# n 维正态随机变量的性质

n 维正态随机变量具有以下四条重要的性质:

#### 性质1

n 维正态随机变量  $(X_1,X_2,\cdots,X_n)$  的每一个分量  $X_i,i=1,2,\cdots,n$  都是 n 维正态随机变量;反之,若  $X_1,X_2,\cdots,X_n$  都是正态随机变量,且相互独立,则  $X_1,X_2,\cdots,X_n$  是 n 维正态随机变量。

#### 性质 2

n 维随机变量  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  服从 n 维正态分布的充要条件是  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  的任意线性 组合

$$l_1X_1 + l_2X_2 + \dots + l_nX_n$$

服从一维正态分布 (其中  $l_1, l_2, \dots, l_n$  不全为 0)

#### 性质 3

若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  服从 n 维正态分布, 设  $Y_1, Y_2, \dots, Y_k$  是  $X_j (j = 1, 2, \dots, n)$  的线性函数,则  $(Y_1, Y_2, \dots, Y_k)$  也服从多维正态分布.

这一性质称为正态变量的线性变换不变性.

### 性质 4

设  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  服从 n 维正态分布, 则  $"X_1, X_2, \dots, X_n"$  相互独立与  $"X_1, X_2, \dots, X_n"$  两两不相关是等价的.

# 协方差矩阵性质

#### 性质 5

离散型随机变量的协方差矩阵是半正定矩阵。

#### 性质 6

对于二元离散型随机变量 (x,y), 其协方差矩阵 V 等于多个矩阵之和,即:

$$V = \sum_{i,j} p_{ij} V_{i,j} = \sum_{i,j} p_{ij} U U^T = \sum_{i,j} p_{ij} \begin{bmatrix} x - \mu_x \\ y - \mu_y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x - \mu_x \\ y - \mu_y \end{bmatrix}$$

其中  $p_{ij}$  是二元离散随机变量的概率分布函数, $\mu_x$  和  $\mu_y$  分别是 x 和 y 的均值,且:

$$U = \begin{bmatrix} x - \mu_x \\ y - \mu_y \end{bmatrix}$$

上述性质对干 n 为随机变量也成立。



# 本讲小结

随机变量的数字特征:期望、方差、协方差、相关系数、矩等

## 期望

- 定义和性质
- 求法: 懒惰统计学家法则
- 常见的离散和连续随机变量的期望
- 条件期望

# 方差

- 定义和性质
- 常见离散和连续型随机变量的性质
- 协方差、相关系数和内积
- 矩和协方差矩阵

期望和方差在机器学习中具有重要应用:衡量分类准确率,统计决策规则,过拟合与偏差-方差分解等!