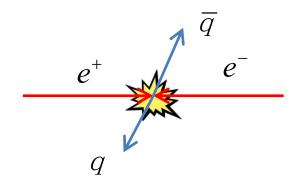
第四讲 基本概念

观察某一过程的n个事例



实验测量出每个事例的特征量 (能动量,末态粒子数...)。

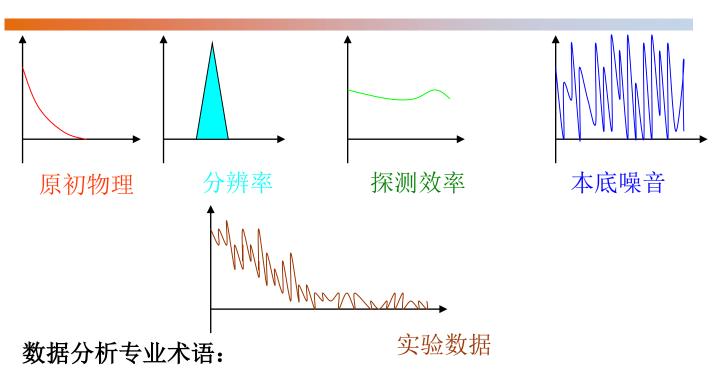
理论预言出上述各特征量的分布, 而且可能还会包含某些如相互 作用耦合常数等自由参数。

收集数据 统计分析



估计参数值与相应的误差 围,检验在何种程度上理 与实验数据相符。

数据背后的物理图像是什么?



事例选择, 粒子鉴别, 选择条件, 信噪比优化, 无偏选择, 效率修正, 卷积分辨率, 解谱(像)还原...

如何科学地给出物理结论?

收集数据





估计参数值与相应的误差范 围,检验在何种程度上理论 与实验数据相符。

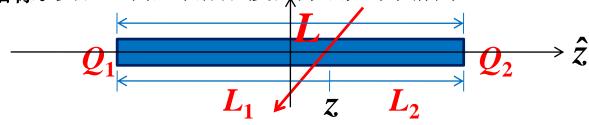
问题:如何评价这种检验?

举例:测量闪烁体衰减长度

光在闪烁体中传播时,具有下列衰减关系

$$Q = Q_0 \exp(-L/L_0)$$

其中, L_0 是闪烁体的衰减长度,它是表征闪烁体质量的一项重要指标。实验上测量衰减长度的方法如下图所示



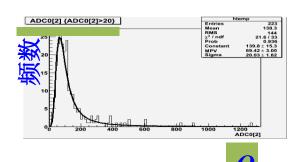
$$Q_0 \propto E$$
, $L_1 = 0.5L + z$, $L_2 = 0.5L - z$, $Q_1 = 0.5Q_0 \exp(-L_1/L_0)$, $Q_2 = 0.5Q_0 \exp(-L_2/L_0)$,

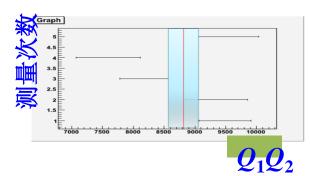
$$Q_1Q_2 = 0.25Q_0^2 \exp(-L/L_0), L_0 = -2z/\ln(Q_1/Q_2)$$

举例:测量闪烁体衰减长度

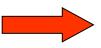
$$Q_1Q_2 = 0.25Q_0^2 \exp(-L/L_0), L_0 = -2z/\ln(Q_1/Q_2)$$

实验采用恒定光源,因此 Q_0 为常数,对待测闪烁体 L_0 也为常数。理论上只要在给定一个位置 z,测量闪烁体两端的电荷输出量即可。但在实际中,往往需要做多点测量。





理论上是不变的 Q_1Q_2 值, 为什么每次测量都不相同? 能否认为 L_0 不是常数?



使用概率来量化结论!

随机事例

在一定的实验条件下,现象A 可能发生,也可能不发生,并且只有发生或不发生这样两种可能性,这是偶然现象中一种比较简单的情形,我们把发生了现象A 的事例称为随机事件A,简称事件A。也称随机事例

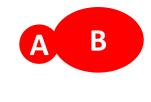
> 随机事例之间的关系

✓ A之逆事例

 \overline{A}

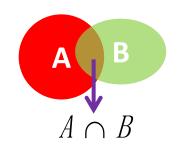
$$A \cap \overline{A} = 0$$

✓ A与B之并事例

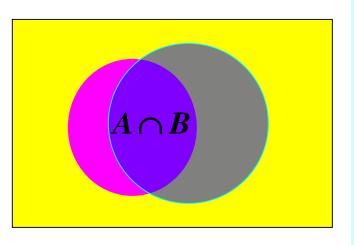


$$A \cup B$$

✔ A与B之积(交)事例



文恩图(Venn diagram)检验



$$\overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B}$$

$$A \cup (A \cap B) = A$$

$$(A \cap B) \cup (A \cap \overline{B}) = A$$

$$A \cup B = (A \cap B) \cup (A \cap \overline{B}) \cup (\overline{A} \cap B)$$

$$A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C)$$

概率的定义

柯尔莫哥洛夫公理:考虑一全集S具有子集A,B,...

$$A \subset S, P(A) \ge 0$$

 $P(S) = 1$
 $A \cap B = 0 \Rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B)$

P(A)称为事
例A的概率

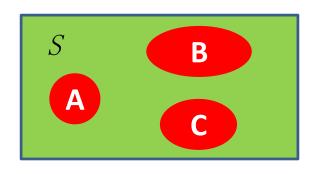
从该公理与文恩图给出的结论可以导出下列概率公式

$$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$$

$$P(A \cup \overline{A}) = 1$$

$$A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$



条件概率

假设B出现的概率不为零,在给定B的情况下出现A的条

件概率定义为

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

如果

$$P(A \cap B) = P(A) P(B)$$

则,表明A与B相互独立。

如果A与B相互独立,则有

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = P(A)$$
 结果与B无关

贝叶斯定理

根据条件概率的定义

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \qquad = \qquad P(B \mid A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)}$$

而
$$P(A \cap B) = P(B \cap A)$$
 , 故

$$P(A \mid B) = \frac{P(B \mid A)P(A)}{P(B)}$$

贝叶斯定理由 Reverend Thomas Bayes (1702-1761) 首先提出。



全概率事例与贝叶斯定理

考虑在样本空间 S 中有一子集 B。将样本空间分为互斥的子集 A_i ,使得

$$\bigcup_i A_i = \sum_i A_i = S$$

因此,

$$B = B \cap S = B \cap (\bigcup_i A_i) = \bigcup_i (B \cap A_i)$$

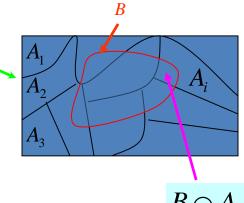
表示成概率的形式为

$$P(B) = P(\bigcup_i (B \cap A_i)) = \sum_i P(B \cap A_i)$$

得到全概率事例公式

$$P(B) = \sum_{i} P(B \mid A_i) P(A_i)$$





贝叶斯定理

$$P(A | B) = \frac{P(B | A)P(A)}{\sum_{i} P(B | A_{i})P(A_{i})}$$

例子: 如何利用贝叶斯定理

假设对任意一个人而言,感染上AIDS的概率为

$$P(AIDS) = 0.001$$

验前概率,即任何检验之前

$$P(no\ AIDS) = 0.999$$

考虑任何一次AIDS检查的结果只有阴性(-)或阳性(+)两种

P(+|AIDS) = 0.98

AIDS感染患者阳性的概率

P(-/AIDS) = 0.02

AIDS感染患者阴性的概率

P(+ | no AIDS) = 0.03

AIDS未感染者阳性的概率

 $P(-/no\ AIDS) = 0.97$

AIDS未感染者阴性的概率

如果你的检查结果为阳性(+),而你却觉得自己无明显感染渠道。那么你是否应担心自己真的感染上了AIDS?

例子: 如何利用贝叶斯定理

利用贝叶斯定理,阳性结果条件下是AIDS患者的概率为

$$P(AIDS|+) = \frac{P(+|AIDS)P(AIDS)}{P(+|AIDS)P(AIDS) + P(+|no|AIDS)P(no|AIDS)}$$

$$= \frac{0.98 \times 0.001}{0.98 \times 0.001 + 0.03 \times 0.999}$$

$$= 0.032 \quad (验后概率)$$
AIDS患者阳性所有为阳性结果的人

也就是说,你可能没什么问题!?

从你的观点上看:对自己染上AIDS结果的可信度为3.2%。

从医生角度上看:象你这样的人有3.2%感染上了AIDS。



概率含义的诠释

• 相对频率(频率论者)

假设A,B,...是一组可重复实验的结果,则概率就是

$$P(A) = \lim_{n \to \infty} \frac{\text{结果为}A}{n \text{次实验}}$$

• 主观概率(贝叶斯论者)

如果A,B, ...是假设(是真或是假的各种陈述),那么概率

P(A):对A为真的信心程度

实际问题中,统计量总是有限的。P(A)完全 取决于A的划分与总统计量的大小。

造成概率的大小出现波动。因此,需要解决好A的定义及其误差

频率概率中的问题

• 实际问题中,统计量总是有限的。P(A)完全取决于A的划分与总统计量的大小。

概率大小会出现波动。



需要解决好

- •A 的定义
- •适当的误差

• 该定义不适用于某些特殊情况

例如:我们可以说"明天有雨"。但是,如果我们根据概率频率定义说"明天可能有雨",却是一个毫无科学意义的预报。

贝叶斯理论与主观概率

贝叶斯理论通常用于主观概率问题

$$P$$
(理论 |实验) = $\frac{P(\text{实验}|\mathbb{H}^{k})}{P(\text{实验})}$ P (理论)

先验概率: P(理论); 验后概率: P(理论 | 实验)

似然性:P(实验 |理论)

通过实验结果改进基于某一理论的信念(后验性的)

- 如果实验证明P(理论|实验)=0,则表明理论不能接受。
- 大的P(理论|实验)会增加对理论的信任度。
- 通过实验结果可以修改 P(理论)。
- 改进的P(理论)可应用于对重复实验结果的预测。
- 20●-12-3₽(理论|实验)对先验理论的依赖将最终消失。

主观概率中的问题

• 主观性:在对同一随机现象的描述中,我的P(理论) 与你的P(理论)可能不同





理论家乙 之理论B

- 使用主观概率的原因
 - •出于绝望 ✓
 - •出于无知 ×
 - •出于懒惰?

2019-12-31

主观概率的一些特点

主观概率有一些吸引人的地方,例如对于不可重复现象的处理中,显得比较自然

- 系统误差(重复实验时仍保持不变);
- 在该事例出现的粒子是正电子;
- 自然界是超对称的:
- 明天将下雨(将来事件的不确定性);
- 公元1500年元月一日北京下雨(过去事件的不确定性)。

结论中包含了主观上对事件为真的信念!

2019-12-31

频率论者与主观概率

P(938.27195 〈 质子质量 〈 938.27211 MeV) 是什么? 当以质量来判断一实际为质子的粒子类别时

- 频率论者: 质子或非质子(不知道是哪个)
- 主观主义者(贝叶斯论者):68%是质子(对知识的陈述)

对主观概率而言,意味着

● 质子质量的不确定性与从100只球中有68只白球的球 筐里能拿出白球的不确定性一样。

频率论者与主观概率

如果大多数贝叶斯论者说

- 巴西赢得2010年足球世界杯冠军的概率为68%
- 质子质量在938.27195-938.27211MeV内的概率为68%
- 大陆中国人2020年获诺贝尔奖的概率为68%

那么上述论断的68%就应该理解为结果为真的概率。

能否在频率定义中将质子质量在938.27195-938.27211MeV内理解成:在整个宇宙中,自然界给出了各种不同的质子质量,而它们中有68%在938.27195与938.27211MeV之间?

没问题...只不过这是对信心程度的一种表达。

艾滋病检验结果再认识

$$P(AIDS) = 0.001$$
 (验前概率)

P(AIDS | +) = 0.032 (验后概率)

对于个人而言, 0.032 是主观概率。如果没有其它额外的信息时, 应把 0.001 当作相对频率解释。但是往往在病毒检验前, 该相对频率被当作一种信念来处理个人是否患病。

如果还有其它额外的信息,应该给出不同的先验概率。 这种贝叶斯统计的特点必定是主观的。例如,受检者有过 吸毒历史。一旦验前概率改变,贝叶斯定理就会告诉患病 的可能性。对阳性结果的诠释就会改变。

随机变量与概率密度函数

假设实验结果为x (记作样本空间中元素), 假设P为观测 到x在[x,x+dx]范围内的概率

$$P = f(x)dx$$

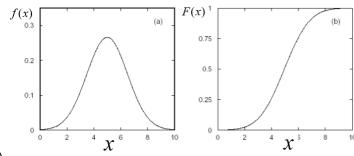
那么概率密度函数p.d.f. 定义为f(x),它满足 $\int_{0}^{\infty} f(x) dx = 1$

定义累积分布函数:

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(x') dx'$$

对于离散型随机变量

$$f_i = P(x_i), \sum_{i=1}^n f_i = 1, F(x) = \sum_{x_i \le x} P(x_i)$$



α分位数、中值与模

分位点 x_{α} 定义为随机变量x的值,它使得

$$F(x_{\alpha}) = \alpha$$

这里 $0 \le \alpha \le 1$ 。因此可以容易求出分位点

$$x_{\alpha} = F^{-1}(\alpha)$$

随机变量 x 的中值定义为

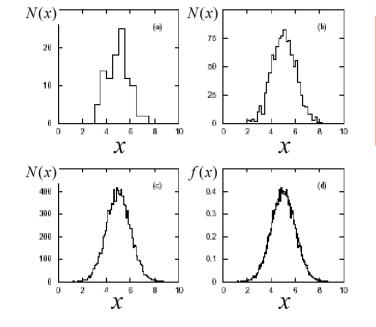
$$x_{1/2} = F^{-1}(1/2)$$

随机变量 x 被观测到大于或小于中值的概率是相等的。

模定义为使概率密度函数值达到极大的随机变量值。

直方图与概率密度函数

 概率密度函数p.d.f. 就是拥有无穷大样本,区间宽度为零, 而且归一化到单位面积的直方图。



$$f(x) = \frac{N(x)}{n\Delta x}$$
 $N(x) = 每个区间的事例数(频数)$
 $n = 填入直方图的总事例数$
 $\Delta x = 区间的宽度$

$$n \to \infty, \Delta x \to 0$$

 $n \cdot \Delta x$ 有限

直方图在统计分析中非常重要,应准确理解它的含义。

条件概率密度函数

• 利用条件概率的定义,可得到

$$P(B \mid A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{f(x, y)dxdy}{f_x(x)dx}$$

定义条件概率的密度函数p.d.f.为

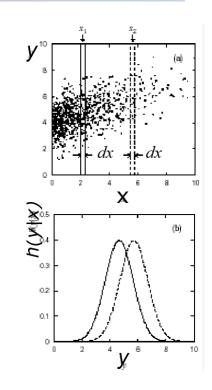
$$h(y \mid x) = \frac{f(x, y)}{f_x(x)}, \quad g(x \mid y) = \frac{f(x, y)}{f_y(y)}$$

则贝叶斯定理可写为

$$g(x \mid y) = \frac{h(y \mid x) f_x(x)}{f_y(y)}$$

若x,y相互独立,则

$$f(x, y) = f_x(x)f_y(y)$$



提醒: 概率都是条件概率

由柯尔莫哥洛夫公理,我们定义了概率P(A)。

但在实际应用中,我们总是对A 相对于许多样本空间的概率感兴趣,而不仅仅只是一个空间。因此,通常以记号 P(A|S)

来表示所进行的研究是在特定的样本空间S中,也就是A相对于S的条件概率。

因此,所有概率在实际应用中都是条件概率。

只有当S的选择是明白无误时,才能简单记为

 $P(A \mid S)$



P(A)

证明举例:事例与逆事例

如果A是在S中的任意一个事例,则

$$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$$

证明:由于A与 \overline{A} 根据定义是互斥的,并且从文恩图得到

$$A \cup \overline{A} = S$$

因此可以写出

$$P(A) + P(\overline{A}) = P(A \cup \overline{A})$$

$$= P(S)$$

$$= 1$$

$$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$$

2019-12-31

举例: 检查给定概率的合理性

如果一个实验有三种可能并且互斥的结果A,B 和 C,检查下列各种情况给出的概率值是否是合理的:

1)
$$P(A) = 1/3, P(B) = 1/3, P(C) = 1/3$$

2)
$$P(A) = 0.64, P(B) = 0.38, P(C) = -0.02$$

3)
$$P(A) = 0.35, P(B) = 0.52, P(C) = 0.26$$

4)
$$P(A) = 0.57, P(B) = 0.24, P(C) = 0.19$$

举例: 检查给定概率的合理性

如果一个实验有三种可能并且互斥的结果A,B 和 C,检查下列各种情况给出的概率值是否是合理的:

1)
$$P(A) = 1/3, P(B) = 1/3, P(C) = 1/3$$

2)
$$P(A) = 0.64, P(B) = 0.38, P(C) = -0.02$$

3)
$$P(A) = 0.35, P(B) = 0.52, P(C) = 0.26$$

4)
$$P(A) = 0.57, P(B) = 0.24, P(C) = 0.19$$

结论:只有1)与4)是合理的。

评论:作为一个合格的实验研究人员,一定要具备判断结果是否合理的能力!

举例: 检查经验概率密度函数

实验上经常经验性地从直方图中给出概率密度函数(例如通过拟合直方图分布等等),但是需要确定得到的函数是否满足概率密度函数的定义,例如

1)
$$f(x) = \frac{x-2}{2}$$
 $\forall \exists x = 1, 2, 3, 4$

2)
$$h(x) = \frac{x^2}{25}$$
 $\forall \exists x = 0, 1, 2, 3, 4$

试判断哪一个可以用作概率密度函数?

举例: 检查经验概率密度函数

实验上经常经验性地从直方图中给出概率密度函数(例如通过拟合直方图分布等等),但是需要确定得到的函数是否满足概率密度函数的定义,例如

1)
$$f(x) = \frac{x-2}{2}$$
 $\forall \exists x = 1, 2, 3, 4$

2)
$$h(x) = \frac{x^2}{25}$$
 $\forall \exists x = 0, 1, 2, 3, 4$

试判断哪一个可以用作概率密度函数?

答案: 1) 有负概率值; 2) 累积函数值大于1。因此,两者在给定的随机变量范围内都不能用作概率密度函数。

数据分析中的问题

粒子与核物理实验中对动量的测量通常是分别测量

$$p_{xy}$$
 p_z $f(p_{xy}, p_z)$

在已知两分量测量值的概率密度函数情况下,总动量为

$$p = \sqrt{p_{xy}^2 + p_z^2}$$

如何导出总动量的测量值的概率密度函数?

g(p) 是研究随机变量函数的p.d.f问题。

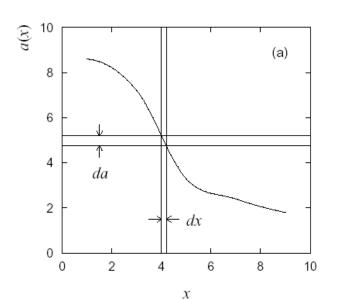
一维随机变量的函数

随机变量的函数自身也是一个随机变量。

例如:

 θ 与 $\cos\theta$

假设x服从p.d.f.f(x),对于函数a(x),其p.d.f.g(a)为何?



$$g(a)da = \int_{dS} f(x)dx$$

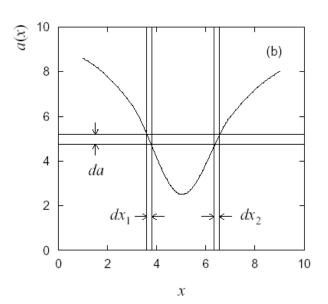
$$dS = a \, E[a, a + da]$$
內的 x 空间范围
$$g(a)da = \left| \int_{x(a)}^{x(a+da)} f(x')dx' \right|$$

$$= \int_{x(a)}^{x(a)+\left|\frac{dx}{da}\right|} f(x')dx'$$

$$\Rightarrow g(a) = f(x(a)) \left| \frac{dx}{da} \right|$$

函数的逆不唯一情况

假如 a(x) 的逆不唯一,则函数的 p.d.f. 应将 dS 中对应于 da 的所有 dx 的区间包括进来



$$\begin{cases}
f(x) & \exists x : a = x^2, \quad x = \pm \sqrt{a}, \quad dx = \pm \frac{da}{2\sqrt{a}} \\
g(a) & da = \int_{dS} f(x) dx \\
dS & = \left[\sqrt{a}, \sqrt{a} + \frac{da}{2\sqrt{a}} \right] \cup \left[-\sqrt{a} - \frac{da}{2\sqrt{a}}, -\sqrt{a} \right] \\
g(a) & = \frac{f(\sqrt{a})}{2\sqrt{a}} + \frac{f(-\sqrt{a})}{2\sqrt{a}}
\end{cases}$$

2019-12-31

多维随机变量的函数

考虑随机矢量 $\vec{x} = (x_1, ..., x_n)$ 与函数 $a(\vec{x})$,对应的 p.d.f.

$$g(a')da' = \int \cdots \int_{dS} f(x_1,...,x_n)dx_1...dx_n$$
 $dS = \alpha(\vec{x}) = a' + a(\vec{x}) = a' + da'$ 定义的曲面 \vec{x} 空间范围

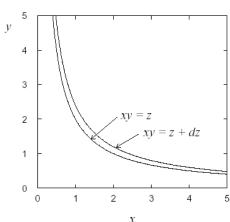
如果两个独立变量 x 与 y,分别按 g(x) 与 h(y)分布,那么函数 z = xy 应具有何种形式?

$$f(x,y) = g(x)h(y)$$

$$f(z)dz = \iint_{dS} f(x,y)dxdy$$

$$= \iint_{dS} g(x)h(y)dxdy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} g(x)dx \int_{z/|x|}^{(z+dz)/|x|} h(y)dy$$



多维随机变量的函数

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)h(\frac{z}{x})\frac{dx}{|x|} = \int_{-\infty}^{\infty} g(\frac{z}{y})h(y)\frac{dy}{|y|}$$

记作 g 与 h 的Mellin卷积



$$f = g \otimes h$$

如果函数为z = x + y,则应具有何种形式?

$$f(z) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)h(z-x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} g(z-y)h(y)dy$$

记作 g 与 h 的傅立叶卷积 \longrightarrow $f = g \otimes h$



$$f = g \otimes h$$

注意:通常将两者皆称为g与h的卷积,已相同记号表示。

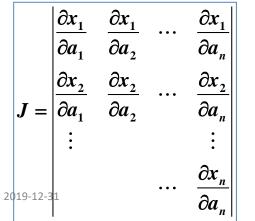
2019-12-31

多维随机变量的函数

考虑具有联合 p.d.f. 的随机矢量 $\vec{x} = (x_1, ..., x_n)$, 构造 n个线性独立的函数: $\vec{a}(\vec{x}) = (a_1(\vec{x}), ..., a_n(\vec{x}))$, 而且其 逆函数 $x_1(\vec{a}), ..., x_n(\vec{a})$ 存在。那么 \vec{a} 的联合 p.d.f. 为

$$g(\vec{a}) = |J| f(\vec{x})$$

这里J是雅可比行列式





任意一个函数 $g_i(a_i)$ 均可通过对函数 $g(\vec{a})$ 积分掉其它不用的变量 而得到。是数据处理中误差传递的基础。

期待值及方差

考虑具有 p.d.f. f(x) 的随机变量 X,定义期待(平均)值为

$$E[x] = \int x f(x) dx$$

通常记为: $E[x] = \mu$ 注意: 它不 是x的函数。

对离散型变量,有
$$E[x] = \sum_{i=1}^{n} x_i P(x_i)$$

对具有 p.d.f. g(y) 的函数 y(x) ,有

$$E[y] = \int yg(y)dy = \int y(x)f(x)dx$$

方差定义为

$$V[x] = E[(x - E[x])^2] = E[x^2] - \mu^2$$
 通常记为: $V[x] = \sigma^2$

标准偏差:
$$\sigma \equiv \sqrt{\sigma^2}$$

协方差与相关系数

定义协方差 cov[x,y] (也可用矩阵表示 V_{xy})为

$$cov[x, y] = E[(x - \mu_x)(y - \mu_y)] = E[xy] - \mu_x \mu_y$$

关联系数定义为

$$\rho_{xy} = \frac{\text{cov}[x, y]}{\sigma_x \sigma_y},$$

$$-1 \le \rho_{xy} \le 1$$

 $\rho = -0.75$

 $\rho = 0.25$

如果x,y独立,即

$$f_{12}(x, y) = f_x(x)f_y(y)$$



$$cov[x, y] = 0$$

举例: 样本平均值

假设实验上研究一核素衰变寿命,在探测效率为100%的情况下,每次探测到的寿命为 t_i ,一共测量了n次,求平均寿命(也就是寿命的期待值)。

根据离散型期待值的定义 $E[t] = \sum_{i=1}^{n} t_i P(t_i)$ 问题的关键是 t_i 的概率密度函数是什么?

根据概率的相对频率定义,在n次测量中出现 t_i 频率为一次

$$P(t_i) = \frac{1}{n}$$

因此,期待值(或平均寿命)为 $E[t] = \sum_{i=1}^{n} t_i \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} t_i$

思考: $_{31}$ 如果频率为 m_i 次,结果会不同吗?

假设 $\vec{x} = (x_1, ..., x_n)$ 服从某一联合 p.d.f. $f(\vec{x})$,我们也许并不知道该函数形式,但假设有协方差 $V_{ij} = \text{cov}[x_i, x_j]$ 和平均值 $\vec{\mu} = E[\vec{x}]$

现考虑一函数 $y(\vec{x})$, 方差 $V[y] = E[y^2] - (E[y])^2$ 是什么?

将 y(x) 在 й 附近按泰勒展开到第一级

$$y(\vec{x}) \approx y(\vec{\mu}) + \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\partial y}{\partial x_i} \right]_{\vec{x} = \vec{\mu}} (x_i - \mu_i)$$

然后,计算 E[y] 与 $E[y^2]$ …

由于 $E[x_i - \mu_i] = 0$ 所以利用泰勒展开式可求

$$E[y(\vec{x})] \approx y(\vec{\mu})$$

$$E[y^{2}(\vec{x})] \approx y^{2}(\vec{\mu}) + 2y(\vec{\mu}) \cdot \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\partial y}{\partial x_{i}} \right]_{\vec{x} = \vec{\mu}} E[x_{i} - \mu_{i}]$$

$$+E\left[\left(\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial y}{\partial x_{i}}\right]_{\vec{x}=\vec{\mu}}(x_{i}-\mu_{i})\right)\left(\sum_{j=1}^{n}\left[\frac{\partial y}{\partial x_{j}}\right]_{\vec{x}=\vec{\mu}}(x_{j}-\mu_{j})\right)\right]$$

$$= y^{2}(\vec{\mu}) + \sum_{i,j=1}^{n} \left[\frac{\partial y}{\partial x_{i}} \frac{\partial y}{\partial x_{j}} \right]_{\vec{x} = \vec{\mu}} V_{ij}$$

2019-12-31 $i = \int J \bar{x} = \bar{\mu}$ 43

两项合起来给出 y(x)的方差

$$\sigma_{y}^{2} \equiv V[y] \approx \sum_{i,j=1}^{n} \left[\frac{\partial y}{\partial x_{i}} \frac{\partial y}{\partial x_{j}} \right]_{\vec{x} = \vec{\mu}} V_{ij}$$

如果 X_i 之间是无关的,则 $V_{ii} = \sigma_i^2 \delta_{ii}$,那么上式变为

$$\sigma_{y}^{2} \equiv V[y] \approx \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\partial y}{\partial x_{i}} \right]_{\vec{x} = \vec{\mu}}^{2} \sigma_{i}^{2}$$

类似地,对于加 组函数

$$\vec{y}(\vec{x}) = (y_1(\vec{x}), ..., y_m(\vec{x}))$$

$$U_{kl} = \text{cov}[y_k, y_l] \approx \sum_{i,j=1}^n \left[\frac{\partial y_k}{\partial x_i} \frac{\partial y_l}{\partial x_j} \right]_{\vec{x} = \vec{\mu}} V_{ij}$$

或者记为矩阵形式

$$U = AVA^{T}, \qquad A_{ij} = \left[\frac{\partial y_{i}}{\partial x_{j}}\right]_{\vec{x} = \vec{\mu}}$$

注意:上式只对 $\vec{y}(\vec{x})$ 为线性时是精确的,近似程度在函数非线性区变化比 σ_i 要大时遭到很大的破坏。另外,上式并不需要知道 x_i 的 p.d.f. 具体形式,例如,它可以不是高斯的。45

不确定度传递的一些特殊情况

$$y = x_1 + x_2$$

$$\sigma_y^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\operatorname{cov}[x_1, x_2]$$

$$y = x_1 x_2$$

$$\frac{\sigma_y^2}{y^2} = \frac{\sigma_1^2}{x_1^2} + \frac{\sigma_2^2}{x_2^2} + 2\frac{\operatorname{cov}[x_1, x_2]}{x_1 x_2}$$

注意在相关的情况下,最终的误差会有很大的改变,例如当 $y = x_1 - x_2$, $\mu_1 = \mu_2 = 10$, $\sigma_1 = \sigma_2 = 1$

$$\begin{cases} \rho = 0: & E[y] = \mu_1 - \mu_2 = 0, \ V[y] = 1^2 + 1^2 = 2, \ \sigma_y = 1.4 \\ \rho = 1: & E[y] = \mu_1 - \mu_2 = 0, \ V[y] = 1^2 + 1^2 - 2 = 0, \ \sigma_y = 0 \end{cases}$$

这种特征有时候是有益的:将公共的或难以估计的不确定度,通过适当的数学处理将它们消掉,达到减小不确定度的目的。

坐标变换下的不确定度矩阵

实验上经常通过测量粒子在探测器中各点的击中坐标(x,y)来拟合在极坐标下的径迹(r,θ)。通常情况下,(x,y)的测量是不关联的。

$$r^2 = x^2 + y^2$$
$$\tan \theta = y / x$$

由于

$$U(r,\theta) = AV(x,y)A^T$$

因此,坐标变换后的不确定度矩阵为

$$\begin{pmatrix} \sigma_{r}^{2} & \cos(r,\theta) \\ \cos(r,\theta) & \sigma_{\theta}^{2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{x}{r} & \frac{y}{r} \\ -\frac{y}{r^{2}} & \frac{x}{r^{2}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{x}^{2} & 0 \\ 0 & \sigma_{y}^{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{x}{r} & -\frac{y}{r^{2}} \\ \frac{y}{r} & \frac{x}{r^{2}} \end{pmatrix} = \frac{1}{r^{2}} \begin{pmatrix} x^{2}\sigma_{x}^{2} + y^{2}\sigma_{y}^{2} & \frac{xy}{r}(\sigma_{y}^{2} - \sigma_{x}^{2}) \\ \frac{xy}{r}(\sigma_{y}^{2} - \sigma_{x}^{2}) & \frac{1}{r^{2}}(y^{2}\sigma_{x}^{2} + x^{2}\sigma_{y}^{2}) \end{pmatrix}$$

作业

1、证明:
$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$
.

2、某粒子束流包含 10^{-4} 的电子,其余为光子。粒子通过某双层探测器,可能在2层都给出信号,也可能只有一层给出信号或者没有信号。电子(e)和光子(γ)在穿过该双层探测器给出0,1,或则2个信号的概率如下:

P(0 e) = 0.001	$P(0 \gamma) = 0.99899$
P(1 e) = 0.01	$P(1 \gamma) = 0.001$
P(2 e) = 0.989	$P(2 \gamma) = 10^{-5}$

- 问: 1) 如果只有1层给出信号,该粒子为光子的概率是多少?
 - 2) 如果2层都给出信号,该粒子为电子的概率是多少?

作业

3、考虑随机变量x与常数 α 和 β 。证明:

$$E[\alpha x + \beta] = \alpha E[x] + \beta,$$

$$V[\alpha x + \beta] = \alpha^2 V[x].$$