清华大学深圳研究生院 应用信息论 2018 年春季学期

作业1

YOUR NAME

2022 年 8 月 15 日

1.1. 设 X 和 Y 是各有均值 m_x, m_y , 方差为 σ_x^2, σ_y^2 , 且相互独立的高斯随 机变量,已知 U = X + Y, V = X - Y。试求 I(U; V)。

 \mathbf{H} . U, V 的联合分布是均值为 $[\mu_x + \mu_y, \mu_x - \mu_y]$, 协方差矩阵为

$$\Lambda_{U,V} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & 0 \\ 0 & \sigma_x^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix}^T = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 + \sigma_y^2 & \sigma_x^2 - \sigma_y^2 \\ \sigma_x^2 - \sigma_y^2 & \sigma_x^2 + \sigma_y^2 \end{bmatrix}$$

由多元高斯分布微分熵的公式

$$h(U) = \frac{1}{2} \log((2\pi e)^2 |\Lambda_{U,V}|) = \frac{1}{2} \log(16\pi^2 e^2 \sigma_x^2 \sigma_y^2)$$

U|V=v 也是高斯分布, 方差为 $\frac{4\sigma_x^2\sigma_y^2}{\sigma_x^2+\sigma_x^2}$, 与 v 无关, 因此

$$h(U|V) = \mathbb{E}_V[h(U|V=v)] = \frac{1}{2}\log(2\pi e \frac{4\sigma_x^2\sigma_y^2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2}) \Rightarrow$$

$$\begin{split} I(U;V) = &h(U) - h(U|V) \\ = &\frac{1}{2} \log(16\pi^2 e^2 \sigma_x^2 \sigma_y^2) - \frac{1}{2} \log(2\pi e \frac{4\sigma_x^2 \sigma_y^2}{\sigma_x^2 + \sigma_y^2}) \\ = &\frac{1}{2} \log(2\pi e (\sigma_x^2 + \sigma_y^2)) \end{split}$$

1.2. 设有随机变量 X, Y, Z 均取值于 $\{0,1\}$, 已知

$$I(X;Y) = 0, I(X;Y|Z) = 1$$
° 求证 $H(Z) = 1, H(X,Y,Z) = 2$

证明.

$$I(X;Y|Z) = H(X|Z) - H(X|Y,Z) \le H(X|Z) \le H(X) \le \log(2) = 1$$

所以等号全都成立 $\Rightarrow X \sim B(\frac{1}{2})$ 。同理可知 $Y \sim B(\frac{1}{2})$ 。另外

$$H(Y|Z) = H(Y) \Rightarrow I(Y;Z) = 0 \Rightarrow H(Z|Y) = H(Z)$$

$$H(X|Y,Z) = 0$$

$$\iff H(X, Y, Z) = H(Y, Z)$$

$$\iff$$
 $H(X,Y) + H(Z|X,Y) = H(Y) + H(Z|Y)$

$$\iff$$
 2 + $H(Z|X,Y) = 1 + H(Z)$

$$\iff H(Z) = 1 + H(Z|X,Y)$$

由上式推出
$$H(Z) \ge 1$$
, 又 $H(Z) \le 1 \Rightarrow H(Z) = 1 \Rightarrow H(X,Y,Z) = 2$

1.3. 设有信号 X 经过处理器 A 后获输出 Y,Y 再经处理器 B 后获输出 Z。 已知处理器 A 和 B 分别独立处理 X 和 Y。试证: $I(X;Z) \le I(X;Y)$

证明.
$$I(X;Z) = H(Z) - H(Z|X) = H(Z); I(Y;Z) = H(Y)$$
 因为 Z 是 Y 的函数 \Rightarrow $H(Z) \leq H(Y) \Rightarrow I(X;Z) \leq I(X;Y)$

1.4. 已知随机变量 X 和 Y 的联合概率密度 $p(a_k,b_i)$ 满足

$$p(a_1) = \frac{1}{2}, p(a_2) = p(a_3) = \frac{1}{4}, p(b_1) = \frac{2}{3}, p(b_2) = p(b_3) = \frac{1}{6}$$

试求能使 H(X,Y) 取得最大值的联合概率密度分布。

解.
$$H(X,Y) = H(X) + H(Y) - I(X;Y) \le H(X) + H(Y) = \frac{7}{6} + \log 3$$

等号成立当且仅当 X,Y 相互独立 $\Rightarrow p(x,y) = p(x)p(y)$

1.5. 设随机变量 X,Y,Z 满足 p(x,y,z)=p(x)p(y|x)p(z|y)。求证 $I(X;Y)\geq I(X;Y|Z)$

证明. 因为
$$p(x,y,z) = p(x)p(y|x)p(z|y,x) \Rightarrow p(z|y,x) = p(z|x) \Rightarrow x$$

与 z 关于 y 条件独立 $\Rightarrow I(X;Y|Z) = H(X|Z) - H(X|Y,Z) =$
 $H(X|Z) - H(X|Y) \leq H(X) - H(X|Y) = I(X;Y)$

1.6. 求证 I(X;Y;Z) =

$$H(X,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + I(X;Y) + I(Y;Z) + I(Z;X)$$
,
其中 $I(X;Y;Z) \triangleq I(X;Y) - I(X;Y|Z)$

证明.

$$\begin{split} I(X;Y;Z) = & I(X;Y) - I(X;Y|Z) \\ = & H(X) + H(Y) - H(X,Y) - (H(X|Z) - H(X|Y,Z)) \\ = & H(X) + H(Y) - H(X,Y) - (H(X,Z) - H(Z)) + H(X,Y,Z) - H(Y,Z) \\ = & H(X,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + (H(X) + H(Y) - H(X,Y)) \\ + & (H(Y) + H(Z) - H(Y,Z)) + (H(Z) + H(X) - H(X,Z)) \\ = & H(X,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + I(X;Y) + I(Y;Z) + I(Z;X) \end{split}$$

1.7. 令 $p = (p_1, p_2, ..., p_a)$ 是一个概率分布,满足 $p_1 \ge p_2 \ge ... p_a$,假设 $\epsilon > 0$ 使得 $p_1 - \epsilon \ge p_2 + \epsilon$ 成立,证明: $H(p_1, p_2, ..., p_a) \le H(p_1 - \epsilon, p_2 + \epsilon, p_3, ..., p_a)$ 证明. 设 $f(\epsilon) = (p_1 - \epsilon) \log(p_1 - \epsilon) + (p_2 + \epsilon) \log(p_2 + \epsilon)$ 由已知 $0 \le \epsilon \frac{p_2 - p_1}{2} f'(\epsilon) = \log \frac{p_2 + \epsilon}{p_1 - \epsilon} \le 0$

$$\Rightarrow f(\epsilon) \le f(0) \Rightarrow H(p_1, p_2, \dots, p_a) \le H(p_1 - \epsilon, p_2 + \epsilon, p_3, \dots, p_a) \quad \Box$$

1.8. 设 $p_i(x) \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, 试求相对熵 $D(p_2||p_1)$

解.

$$D(p_2||p_1) = \int_{\mathbb{R}} p_2(x) \log \frac{p_2(x)}{p_1(x)} dx$$

$$= \int_{\mathbb{R}} p_2(x) \left(\log \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} + \frac{1}{2} ((x - \mu_1)^2 - (x - \mu_2)^2) \log e \right) dx$$

$$= 2 \log \frac{\sigma_1}{\sigma_2} + \frac{1}{2} (\mu_1^2 - \mu_2^2) \log e + (\mu_2 - \mu_1) \mu_2 \log e$$

$$= 2 \log \frac{\sigma_1}{\sigma_2} + \frac{1}{2} (\mu_1 - \mu_2)^2 \log e$$

1.9. 若 f(x) 分别是区间 (0,0.01),(0,0.5),(0,1),(0,2),(0,5) 上均匀分布的分布函数,计算 f(x) 的微分熵。

解. 设 U_t 是 (0,t) 上的均匀分布,则 $h(U_t) = \log t$

- $h(U_{0.01}) = \log 0.01$
- $h(U_{0.5}) = -1$
- $h(U_1) = 0$
- $h(U_2) = 1$
- $h(U_5) = \log 5$
- 1.10. 设

解.

$$\begin{split} D(p_2||p_1) &= \iint_{\mathbb{R}^2} p_2(x,y) \log \frac{p_2(x,y)}{p_1(x,y)} dx dy \\ &- \frac{1}{2} \log (1-\rho^2) \\ &- \frac{1}{2} (\log e) \iint_{\mathbb{R}^2} p_2(x,y) \left[\frac{\rho^2 x^2}{\sigma_x^2 (1-\rho^2)} + \frac{\rho^2 y^2}{\sigma_y^2 (1-\rho^2)} - \frac{2\rho xy}{(1-\rho^2)\sigma_x \sigma_y} \right] dx dy \\ &= - \frac{1}{2} \log (1-\rho^2) \end{split}$$

$$X|Y=y$$
 服从高斯分布,方差为 $(1-\rho^2)\sigma_x^2$

$$\begin{split} I(X;Y) = & h(X) - h(X|Y) \\ = & \frac{1}{2} \log(2\pi e \sigma_x^2) - \frac{1}{2} \log(2\pi e \sigma_x^2 (1 - \rho^2)) \\ = & \frac{1}{2} \log(\frac{2\pi e}{1 - \rho^2}) \end{split}$$