**2.1 掷硬币**。抛掷一枚均匀的硬币,直到第一次出现正面为止,设X表示所需的抛掷次数 (a)求熵 H(X),单位为比特。下面的两个表达式可能会用到:

$$\sum_{n=0}^{\infty} r^n = \frac{1}{(1-r)}, \sum_{n=0}^{\infty} nr^n = \frac{r}{(1-r)^2}$$

(b)假定随机变量X服从该分布。试找出一个"有效"的是否型问题序列,其问题形式如"X包含于集合 S 吗,将 H(X)与确定 X 取值所需问题数的期望值进行比较。

解:

(a)

根据题意我们知道这是一个典型的几何分布: 在伯努利试验中, 记每次试验中事件 A 发生的概率为 p, 试验进行到事件 A 出现时停止, 此时所进行的试验次数为 X, 其分布列为:

$$P(X = k) = (1-p)^{k-1} p, k = 1, 2, ...$$
 因此,我们有:

$$H(X)$$

$$= -\sum_{n=1}^{\infty} p (1-p)^{n-1} \log(p (1-p)^{n-1})$$

$$= -\left[\sum_{n=0}^{\infty} p (1-p)^{n-1} \log p + \sum_{n=0}^{\infty} (n-1) p (1-p)^{n-1} \log (1-p)\right]$$

$$= \frac{-p \log p}{p} - \frac{(1-p) \log (1-p)}{p}$$

$$= H(p) / p \text{ bits.}$$

 $\mathbb{Z}$  p=1/2, H(X)=2 bits

# (b) 啥意思没读懂题目

2.2 函数的熵。设 X 是取有限个值的随机变量。如果

(a)
$$Y = 2^X$$
 (b) $Y = cosX$ 

H(X)和 H(Y)的不等关系(或一般关系)是什么?

### 解:

事实上本题可直接利用下面的**习题 4**,即随机变量函数的熵, $Y = g(X) \Rightarrow H(Y) \leq H(X)$  当且仅当 X 和 g(X) ——对应时等式成立。但我们希望从另一个角度进行严格推导。 因为:

$$H(X) = -\sum_{x} p(x) \log p(x)$$
 因此,我们需要找到  $p(x)$ 与  $p(y)$  之间的关系。

而根据题意 Y 都是关于 X 的函数,即 y = f(x) ,而根据离散型随机变量的函数分布计算公

式: 
$$p(y) = \sum_{x \in \{y = f(x)\}} p(x)$$
, 接下来的变形没想到, 重新做。。。。

**2.3 最小熵**。求 $H(p_1,...,p_n)=H(\boldsymbol{p})$ 的最小值,其中 $\boldsymbol{p}$ 的取值域为 n 维概率向量集合。请找出所有达到这个最小值时的 $\boldsymbol{p}$ 。

根据熵的极值性我们知道,当取等概的时候,熵最大。而本题是想要我们找到最小值,根据  $H(P) = -\sum_{i} p_{i} \log p_{i} \geq 0$  因此最小值如果能取到 0,那么本题就解决了。而我们知道当

 $p_i=1$  时, $p_j=0$ , $i \neq j$ ,刚好取到。又因为  $p_i$  的取值范围时 n 维概率向量集合,因此

$$p = (1, 0, ..., 0), (0, 1, ..., 0), ..., (0, 0, ..., 1)$$

**2.4 随机变量的函数的熵**,设X为离散型随机变量。请通过验证如下步骤证明X的函数的熵必小于或等于X的熵:

$$H(X, g(X)) = H(X) + H(g(X)|X)$$

$$= H(X)$$

$$H(X, g(X)) = H(g(X)) + H(X|g(X))$$

$$\geq H(X)$$

因而有 $H(g(X)) \leq H(X)$ 。

解:

证明: 因为

$$H(X, g(X)) = H(X) + H(g(X) | X)$$
  
=  $H(X) + \sum_{x} p(x)H(g(X) | X = x)$ 

当 X 确定之后 g(X)是被唯一确定的,因此 H(g(X)|X=x)=0,从而,

$$H(X,g(X)) = H(X) + H(g(X)|X)$$

$$=H(X) + 0$$

$$= H(X)$$
(1)

又因为

$$H(X,g(X)) = H(g(X)) + H(X \mid g(X))$$

 $\Sigma H(X \mid g(X)) \ge 0$ 

$$H(X, g(X)) = H(g(X)) + H(X | g(X)) \ge H(g(X))$$
 (2)

综(1) 和(2) 可得到 $H(g(X)) \le H(X)$ 

**2.5 零条件熵**。证明:若H(Y|X) = 0,则Y = X的函数(即对于满足p(x) > 0的任意 x,仅存在一个可能取值y,使得p(x,y) > 0)。

证明: 根据题意, 我们首先想到用反证法来进行证明

假设对于任意满足 p(x) > 0 , 存在  $y_1, y_2$  使得  $p(x, y_1) > 0$ ,  $p(x, y_2) > 0$ 

又因为 
$$p(x) = \sum_{y} p(X = x, Y = y) \ge p(x, y_1) + p(x, y_2) > 0$$
 , 因此

$$p(y_1 \mid x) = \frac{p(x, y_1)}{p(x)} > 0, p(y_2 \mid x) = \frac{p(x, y_2)}{p(x)} > 0$$

根据条件熵定义, 我们有

$$H(Y | X) = -\sum_{x} p(x) \sum_{y} p(y | x) \log p(y | x)$$

 $\geq p(x)(-p(y_1|x)\log p(y_1|x) - p(y_2|x)\log p(y_2|x)) > 0$ 

这与题意矛盾, 因此原命题得证。

2.6 条件互信息与无条件互信息。试给出联合随机变量 XY 和 Z 的例子,使得

- (a) I(X;Y|Z) < I(X;Y);
- (b) I(X;Y|Z) > I(X;Y);

解:

(a)

I(X;Y|Z) < I(X;Y)

这个不等式首先会让我们想到课本: Theorem 2.8.1 最后一个推论: If  $X \to Y \to Z$  then  $I(X;Y|Z) \le I(X;Y)$  当且仅当 X,Z 相互独立时等号成立。而我们恰恰不需要等号成立,因此我们需要找到 X 和 Z 相关的例子。因此我们假设 Y=Z=X,且 X 是服从伯努利分布  $B \sim (\frac{1}{2})$ ,则

$$I(X;Y) = H(X) - H(X|Y) = H(X) = 1$$

$$I(X;Y|Z) = H(Y|Z) - H(Y|X,Z) = 0$$

因此有I(X;Y|Z) < I(X;Y)

(b)

我们知道(a)中的不等式是本质上就是 Theorem 2.8.1 最后一个推论的特殊情况,条件是X,Y,Z构成马尔科夫链。那么我们很容易想到,当三者不构成马尔科夫链时,等式很可能不成立,即I(X;Y|Z)>I(X;Y),例如:设X,Y是相互独立的二元随机变量,Z=X+Y则

$$I(X;Y) = H(X) - H(X | Y) = 0$$

而

$$I(X;Y|Z) = H(X|Z) - H(X|Y,Z)$$
  
=  $H(X|Z) = P(Z=1)H(X|Z=1) = \frac{1}{2}bits$ 

因此有: I(X;Y|Z) > I(X;Y)

**2.7 硬币称重**。假定有 n 枚硬币,可能有一枚或者没有假币。如果是假币,那么它的重量要么重于其他的硬币,要么轻于其他的硬币。用天平对硬币称重。

(a)若称重 k 次就能发现假币(如果存在), 且能正确判断出该假币是重于还是轻于其他硬币,试求硬币数 n 的上界。

(b) (较难)试给出对 12 枚硬币仅称k = 3次就能发现假币的称重策略。

分析:根据熵的可加性,一个复合事件的不确定性可以通过多次试验逐步解除。如果每次实验所获的信息量都是可以获得的最大信息量,那么所需要的实验次数就可以最少。基于这个原理考虑这个问题,天平一次称重会有三种结果,且每一种结果的概率都是 1/3,那么进行一次称重所获的信息量是 x , k 次称重所获得的最大信息量是 kx 。如果一共有 n 个硬币,且已知有一枚假币(不知道是否轻或重),那么找到这枚假币所需的信息量是多少 ,就是我们需要求解的问题。

### 解:

(a)

**方法一**:天平一次称重会有三种结果(重,相等,轻),且每一种结果的概率都是 1/3 时,熵最大(等概的时候上最大)为:

$$H(X) = -\frac{1}{3}\log_2\frac{1}{3} - \frac{1}{3}\log_2\frac{1}{3} - \frac{1}{3}\log_2\frac{1}{3} = \log_2 3$$

n 枚硬币, 一共有 2n+1 中情况, 每种情况发生概率相等,  $\frac{1}{2n+1}$  因此信息量为  $\log_2(2n+1)$  ,

而每次使用天枰称,信息量就会少 $\log_2 3$ ,因此需要称 $k = \frac{\log_2 (2n+1)}{\log_2 3}$ 

### 方法二:

本质上这其实是一个优化问题,根据我们之前的分析,可以建立一个优化模型

min k

s.t klog<sub>2</sub> $3 \ge \log_2(2n+1)$ 

 $k \in N^+, n \ge 3$ 

我们只需要设计一个算法求解上述优化问题即可。

(b) 分析: 12 枚硬币, 需要称 3 次给出结果, 我们需要设计三次称重方案:

这是一个很经典的数学问题,查了一些资料,还没整理好

**2.8 有放回与无放回抽取**。一个容器里面装有 r 个红球,w 个白球和 b 个黑球。若从容器中抽取 k 个球 $(k \geq 2)$ ,对有放回和无放回两种情形,哪种情形的熵更大?请回答并给予证明。

### 解:

当求有放回时,我们可以求得各个小球的概率,本质上时无条件熵,而有放回小球是条件熵,并且不是相互独立,根据, $H(X|Y) \le H(X)$ ,条件作用使熵减小,因此,<mark>有放回条件熵更小。</mark>

2.9 度量,对于任意的 x 和 y,满足

$$\rho(x, y) \ge 0$$
$$\rho(x, y) = \rho(y, x)$$

当且仅当 $x = y, \rho(x, y) = 0$ 

$$\rho(x,y) + \rho(y,z) \ge \rho(x,z)$$

则称函数 $\rho(x,y)$ 为一个度量。

(a) 证 $\rho(X,Y)=H(X|Y)+H(Y|X)$ 满足上述第一条、第二条和第四条性质。如果存在从 X 到 Y 的一对一函数映射,我们说X=Y, $\rho(X,Y)$ 也满足也满足第三条性质,因而它是度量。

(b)验证 $\rho(X,Y)$ 可表示为

$$\rho(X,Y) = H(X) + H(Y) - 2I(X;Y)$$
  
=  $H(X,Y) - I(X;Y)$   
=  $2H(X,Y) - H(X) - H(Y)$ 

解:

(a)

证明:

因为 $\rho(X,Y) = H(X|Y) + H(Y|X)$  对于第一条因为条件熵大于等于 0, 所以

 $\rho(X,Y) \ge 0$ 

对于第二条:  $\rho(X,Y) = H(X|Y) + H(Y|X) = H(Y|X) + H(X|Y) = \rho(Y,X)$  得证。

对于第四条:

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

 $H(X|Y)+H(Y|Z) \ge H(X|Z)$  即可

因为

H(X|Y) + H(Y|Z)

因此我们只需证明

对于第四条:根据第五题,我们知道当 Y 是 X 的函数时我们有 H(X|Y)=0,因此当 x=y 时

$$\rho(x,y) = 0$$

(b)

因为 $\rho(X,Y) = H(X|Y) + HH(X) - H(X|Y)(Y|X)$ 

$$\nabla I(X;Y) = H(X) - H(X | Y) = I(Y;X) = H(Y) - H(Y | X)$$

因此 
$$\rho(X,Y) = H(X) + H(Y) - 2I(X;Y)$$

$$\boxplus H(X,Y) = H(X) + H(Y \mid X) \Rightarrow I(X;Y) = H(X) + H(Y) - H(X,Y)$$

因此有

$$\rho(X,Y) = H(X) + H(Y) - 2I(X;Y)$$
  
= H(X,Y)-I(X;Y)  
= 2H(X,Y) - H(X) - H(Y)

证毕。

**2.10 不相交组合的熵**。设离散型随机变量 $X_1, X_2$ 的概率密度函数分别为 $p_1(\cdot), p_2(\cdot)$ 字母表分别为 $X_1 = \{1, 2, ..., m\}, X_2 = \{m+1, ..., n\}$ 。设

$$X = \begin{cases} X_1 & \text{概率为} \alpha \\ X_2 & \text{概率} \beta 1 - \alpha \end{cases}$$

试求 H(X)关于 $H(X_1)$ ,  $H(X_2)$ 和 $\alpha$ 表达式。

试对 $\alpha$ 进行最大化,证明 $2^{H(X)} \le 2^{H(X_1)} + 2^{H(X_2)}$  利用 $2^{H(X)}$ 为有效的字母表大小这个概念对此进行解释。

**2.11 相关性的度圣**。设 $X_1, X_2$ 同分布,但不一定独立。设

$$\rho = 1 - \frac{(X_2 | X_1)}{H(X_1)}$$

证明 
$$\rho = \frac{I(X_1; X_2)}{H(X_1)}$$
。

证明 $0 \le \rho \le 1$ 。

何时有 $\rho = 0$ ?

何时有 $\rho = 1$ ?

解:

(1)

$$\rho = 1 - \frac{H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)}$$

$$= \frac{H(X_1) - H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)}$$

又因为 $X_1$  和 $X_2$ 同分布,因此有 $H(X_1) = H(X_2)$  ,因此

$$\rho = 1 - \frac{H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)} = \frac{H(X_1) - H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)}$$

$$= \frac{H(X_2) - H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)}$$

$$= \frac{I(X_1; X_2)}{H(X_1)}$$
(2)

因为
$$I(X_1; X_2) = H(X_2) - H(X_2|X_1) \ge 0$$

因此有

$$0 \le H(X_2 \mid X_1) \le H(X_2) = H(X_1)$$
$$\Rightarrow 0 \le \frac{H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)} \le 1$$

$$\Rightarrow 0 \le \rho = 1 - \frac{H(X_2 \mid X_1)}{H(X_1)} \le 1$$

(3)

$$\rho = 0 \Rightarrow \rho = \frac{I(X_2; X_1)}{H(X_1)} \Rightarrow I(X_2; X_1) = 0$$

根据定理 2.6.3 推论(互信息的非负性)对任意两个随机变量 X 和 Y 有:  $I(X_2; X_1) \ge 0$  当且仅当 X 和 Y 相互独立时等号成立。

(4)

$$\rho=1\Rightarrow \rho=\frac{H(X_2)-H(X_2\mid X_1)}{H(X_1)}\Rightarrow H(X_2\mid X_1)=0$$
 根据题**⑤当且仅当**  $X_1$  是  $X_2$  的函数

时,也就是一一映射的函数关系,反之也可以。

**2.12 联合熵的例子**。设 $\rho(x,y)$ 由右表给出,

试计算:

(b)H(X|Y),H(Y|X)

X $Y$	0	1
0	1/3	1/3
1	0	$\frac{1}{3}$

$$(d)H(Y) - H(Y|X)$$

(f)画出(a)~(e)中所有量的文氏图。

# 解:

(a) 根据边际概率公式我们有

$$p(x=0) = \sum_{y \in Y} p(0, y) = \frac{2}{3}$$

$$p(x=1) = \sum_{y \in Y} p(1, y) = \frac{1}{3}$$

$$\Rightarrow H(X) = -\frac{2}{3} \log \frac{2}{3} - \frac{1}{3} \log \frac{1}{3} = H(Y)$$
(b)

$$p(y=0) = \sum_{x \in X} p(x,0) = \frac{1}{3}$$

$$p(y=1) = \sum_{y \in X} p(x,1) = \frac{2}{3}$$

$$\Rightarrow H(X | Y) = P(y = 0)H(X | Y = 0) + P(y = 1)H(X | Y = 1)$$

$$= P(y = 0) \sum_{x \in X} p(x | y) \log p(x | y) + P(y = 1) \sum_{x \in X} p(x | y) \log p(x | y)$$

又因为

$$p(x \mid y) = \frac{p(x, y)}{p(y)}$$

$$\Rightarrow p(x=0 \mid y=0) = \frac{p(x=0, y=0)}{p(y=0)} = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{1}{3}} = 1$$

$$\Rightarrow p(x=1 \mid y=0) = \frac{p(x=1, y=0)}{p(y=0)} = \frac{0}{\frac{1}{2}} = 0$$

$$\Rightarrow p(x=0 \mid y=1) = \frac{p(x=0, y=1)}{p(y=1)} = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{2}{3}} = \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow p(x=1 | y=1) = \frac{p(x=1, y=1)}{p(y=1)} = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{2}{3}} = \frac{1}{2}$$

综上
$$H(X|Y) = \frac{2}{3}$$
 ( $H(X|Y)$ 同求) (c)

$$H(X,Y) = -\sum_{x \in X} \sum_{y \in Y} p(x,y) \log p(x,y)$$

$$= p(x = 0, y = 0) \log p(x = 0, y = 0) + p(x = 0, y = 1) \log p(x = 0, y = 1)$$

$$+ p(x = 1, y = 0) \log p(x = 1, y = 0) + p(x = 1, y = 1) \log p(x = 1, y = 1)$$

$$= 3 \times \frac{1}{3} \log 3 = \log 3$$

- (d) 根据 (a) 和 (b) 即可得H(Y)-H(Y|X) , 这里不再赘述。
- (e) I(X;Y) = H(X) H(X|Y) = H(Y) H(Y|X) (同 e 中的答案)
- (f) 课本上有,图就省略了。
- **2.13 不等式**。证明对任意的x > 0,  $\ln x \ge 1 \frac{1}{x}$ 。

此题有多种解法,在这里利用相对简单的一种即求导

$$f(x) = \ln x + \frac{1}{x} - 1$$
$$\Rightarrow f'(x) = \frac{x - 1}{x^2}$$

因此在  $x \in (0,1)$  f(x) 单调递减  $x \in [1,\infty]$  f(x) 单调递增,因此 f(x=1)=0 是最最小值因此

 $f(x) \ge 0$ 

$$\Rightarrow \ln x \ge 1 - \frac{1}{x}$$

**2.14 和的熵**。设随机变量 X,Y 的取值分别为 $x_1, x_2, ..., x_r$ 和 $y_1, y_2, ..., y_s$  设Z = X + Y。 (a)证明H(Z|X) = H(Y|X),并讨论如果 X,Y 独立;则 $H(Y) \le H(Z)$ 及 $H(X) \le H(Z)$  由此说明独立随机变量的和增加不确定度。

(b)给出一个(必须是相关)随机变量例子,使得H(X) > H(Z)且H(Y) > H(Z)。 在什么条件下 H(Z) = H(X) + H(Y)?

# 解:

(a)

分析:这种我们只能根据定义来证明,要么证:左=右或者右=左

$$H(Z \mid X) = -\sum_{x \in X} p(x)H(Z \mid X = x)$$

$$\Rightarrow -\sum_{x \in X} p(x)\sum_{z \in Z} p(z = x + y \mid x)\log(z = x + y \mid x)$$

由概率论基本知识我们知道当Z = X + Y,有 $p(z = x + y \mid x) = p(y = z - x \mid x)$  (b)

根据题目已知信息,我们可以获得 $H(X) \ge 0$ ,  $H(Y) \ge 0$  要严格保证

H(X)>H(Z),H(Y)>H(Z) 最稳妥的就是H(Z)=0,即保证 Z 是一个已知的确定事件。因此我们尝试构造 M(Z)=0 目

$$P(X = -1) = \frac{1}{2} \Rightarrow P(Y = 1) = \frac{1}{2}$$

$$P(X = 1) = \frac{1}{2} \Rightarrow P(Y = -1) = \frac{1}{2}$$

$$H(X) = -\frac{1}{2} \log \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \log \frac{1}{2} = 1 = H(Y)$$

因此 Z 必然等于 0.因此 H(Y) = 0

(c)

**2.15 数据处理**。设 $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow X_3 \rightarrow \cdots \rightarrow X_n$ 依序构成马尔可夫链,即设

$$p(x_1, x_2, ..., x_n) = p(x_1)\rho(x_2|x_1) \cdots p(x_n|x_{n-1})$$

试将 $I(X_1; X_2, ..., X_n)$ 简化到最简单形式。

解: 根据互信的链式法则我们有

$$I(X_1, X_2, ..., X_n; Y) = I(X_1; Y) + I(X_2; Y \mid X_1) + I(X_3; Y \mid X_1, X_2), .... I(X_n; Y \mid X_1, X_2, ..., X_{n-1})$$

$$\Rightarrow I(X_1; X_2, ..., X_n) = I(X_1; X_2) + I(X_1; X_2 \mid X_3) + I(X_1; X_4 \mid X_2, X_3)$$
(3)

又因为 $X_1 \to X_2 \to X_3 \to ..... \to X_n$  依序构成马尔科夫链,根据马尔可夫链得性质: 即 t+1 步的随机变量在给定第 t 步随机变量后与其余的随机变量条件独立(conditionally independent)即  $P(X_{t+1} \mid X_t, X_{t-1}, ..., X_1) = P(X_{t+1} \mid X_t)$ 

因此 (3) 中条件互信息全部为零,因此  $I(X_1; X_2, ..., X_n) = I(X_1; X_2)$ 

**备注:** 这里补充一下,根据定理 2.6.3(信息不等式的推论): 1:对任意两个随机变量  $\times$  和  $\vee$   $I(X;Y) \geq 0$  当且仅当  $\times$  和  $\vee$  相互独立等号成立。 2:  $I(X;Y|Z) \geq 0$  当且仅当对给定随机变量 Z, $\times$  和  $\vee$  是条件独立得,等号成立。具体证明参加课本,利用相对熵直接证明即可。

**2.16 瓶颈模型。**假定(非平稳)马尔可夫链起始于 n 个状态中的一个,然后第二步受到限制,转移到 k 个状态之一(k < n),第三步又放宽转移到 m 个状态中的一个(m > k)于是有  $X_1 \to X_2 \to X_3$ , 即 对 任 意 的  $x_1 \in \{1,2,...,n\}, x_2 \in \{1,2,...,k\}, x_3 \in \{1,2,...,m\}$  有

 $p(x_1, x_2, x_3) = p(x_1)\rho(x_2|x_1)p(x_3|x_2)_{\circ}$ 

(a)试通过证明 $I(X_1; X_3) \le \log k$ ,说明 $X_1 = X_3$  的相关程度受瓶颈作用的限制情况。

(b)当k = 1时 $I(X_1; X_3)$ 并且得出结论:通过该瓶颈作用后 $X_1$ 与 $X_3$ 不再具有相关性。

# 解:

(a)

根据定理 2.8.1(数据处理不等式)若  $X \to Y \to Z$  ,则有  $I(X;Z) \le I(X;Y)$ 

因此我们可以得到

$$I(X_1; X_3) \le I(X_1; X_2) = H(X_2) - H(X_2 \mid X_1)$$
  
  $\le H(X_2)$ 

因此接下来我们只需要证明

 $H(X_2) \le \log k$  即可,本质上是证明 $H(X_2) = H(x_1, x_2, ..., x_k) \le \log k$ 

等价证明:  $H(P_1, P_2, ..., P_q) \le \log q$  **当**  $P_1 = P_2 ... = P_q = \frac{1}{q}$  时,信源具有最大熵。

先引入引理: 当x > 0 则:  $\ln x \le x - 1$  即  $\log_2 x \le (x - 1) \log e$  当且仅当 x=1 时成立

$$H(P_1, P_2, ..., P_q) - \log q = -\sum_{i=1}^q p_i \log p_i - \sum_{i=1}^q p_i \log q$$
$$= -\sum_{i=1}^q p_i \left(\log p_i q\right) = \sum_{i=1}^q p_i \frac{1}{\log p_i q}$$

$$\Rightarrow x = \frac{1}{\log p_{\cdot} q}$$

$$H(P_1, P_2, ..., P_q) - \log q = -\sum_{i=1}^q p_i \log p_i - \sum_{i=1}^q p_i \log q$$

$$= -\sum_{i=1}^q p_i (\log p_i q) = \sum_{i=1}^q p_i \frac{1}{\log p_i q}$$

$$\leq \sum_{i=1}^q p_i \left(\frac{1}{p_i q} - 1\right) \log e = 0$$

因此

$$I(X_1; X_3) \le I(X_1; X_2) = H(X_2) - H(X_2 \mid X_1)$$
  
  $\le H(X_2) \le \log k$ 

综上 $X_1$ 与 $X_3$ 的相关度受瓶颈作用的影响。

(b)

因为当k=0 时

$$I(X_1; X_2) \le \log k = 0$$
 又因为 $I(X_1; X_2) \ge 0$ 

因此 $I(X_1; X_3) = 0$  所以 $X_1$  与 $X_3$  是相互独立的。

2.17 纯随机性 与倾向性硬币。设 $X_1, X_2, ..., X_n$ 表示独立地抛掷一枚倾向性硬币所产生的可能结果的随机变量。于是, $Pr\{X_i=1\}=p, Pr\{X_i=0\}=1-p,$  其中p未知。要从 $X_1, X_2, ..., X_n$ 中获得均匀硬币抛掷的序列 $Z_1, Z_2, ..., Z_K$ ,为此,设 $f: X^n \to \{0,1\}^*$ (其中 $\{0,1\}^*=\{\Lambda,0,1,00,01,...\}$ 为所有有限长度的二元序列集合)表示映射 $f(X_1,X_2,...,X_n)=(Z_1,Z_2,...,Z_K)$ ,其中 $Z_i$ ~ Bermoullii( $\frac{1}{2}$ ),而 K 的取值可能依赖于 $X_1, X_2, ..., X_n$ 。为了让 $Z_1, Z_2, ....$ 成为抛掷均匀硬币所产生的随机序列,从倾向性硬币抛掷到均匀硬币抛掷的映射f必须具有特定的性质,即在给定长度k时,所有 $2^k$ 个序列 $(Z_1,Z_2,...,Z_k)$ 具有相同的概率(可能为 0),其中 k=1,2,。例如,n=2 时,映射 $f(01)=0,f(10)=1,f(00)=f(11)=\Lambda$ (空串),则有 $Pr\{Z_1=1|K=1\}=Pr\{Z_1|K=1\}=\frac{1}{2}=$ 寸。请给出下列不等式成立的理由:

$$nH(p) \stackrel{(a)}{=} H(X_1, ..., X_n)$$

$$\stackrel{(b)}{\geq} H(Z_1, Z_2, ..., Z_K, K)$$

$$\stackrel{(c)}{=} H(K) + H(Z_1, Z_2, ..., Z_K | K)$$

$$\stackrel{(d)}{=} H(K) + E(K)$$

$$\stackrel{(e)}{\geq} EK$$

因而在平均意义上,从 $(X,...,X_n)$ 中得到的均匀硬币抛掷次数不会超过nH(p)。举出长度为4的序列上的恰当的映射f。

### 解:

(a)

因为 $X_1, X_2, .... X_n$  相互独立,根据定理 2.6.6 (*Independence bound on entropy*):

Let 
$$X_1, X_2, ..., X_n$$
 be drawn according to  $p(x_1, x_2, ..., x_n)$  Then

 $H(X_1, X_2, .... X_n) \le \sum_{i=1}^n H(X_i)$  with equality if and only if the Xi are independent.

条件满足,又
$$Pr(X_i = 1) = p$$
 所以 $nH(p) = H(X_1, X_2, ....X_n)$ 

(b)

根据题意我们知道  $Z_1, Z_2, ...., Z_n$  是  $X_1, X_2, ...., X_n$  的函数,根据之前题目 2.4,我们有随机变量

的函数熵, 即: 
$$H(X_1, X_2, ..., X_n) \ge H(Z_1, Z_2, ..., Z_n)$$

# 有问题这里: K 的取值依赖 $(X_1, X_2, .... X_n)$ ?

- (c)
- (d)
- (e)

**2.18 世界职业棒球锦标赛**。世界职业棒球锦标赛为 7 场系列赛制,只要其中一队赢得 4 场,比赛就结束。设随机变量 X 代表在棒球锦标赛中,A 队和 B 队较量的结果。例如,X 的取值可能为 AAAA,BABABAB,BBBAAAA。设 Y 代表比赛的场数,取值范围为 4~7。假定 A 队和 B 队是同等水平的,且每场比赛相互独立。试计算H(X),H(Y),H(Y|X)及 H(X|Y)。

# 解:

要求H(X) 和H(Y)我们必须要求得 $p(x_i)$  和 $p(y_i)$ 

首先对于 X 的可能取值情况我们有 4 场比赛 X 的可能性:

$$P(AAAA) = \left(\frac{1}{2}\right)^4$$
$$P(BBBB) = \left(\frac{1}{2}\right)^4$$

5 场比赛 X 的可能性:  $8=2C_4^1$  种可能

$$P(ABBBB) = \left(\frac{1}{2}\right)^5$$

$$P(BABBB) = \left(\frac{1}{2}\right)^5$$

$$P(BABBB) = \left(\frac{1}{2}\right)^5$$

:

6 场比赛 X 的可能性: 
$$2C_5^2 = 20$$
 种,每种可能性为 $\left(\frac{1}{2}\right)^6$ 

7 场比赛 X 的可能性: 
$$2C_6^3 = 40$$
 种, 每种可能性为  $\left(\frac{1}{2}\right)^7$ 

对于Y来说有以下可能性

$$P(Y=4) = 2\frac{1}{2^4} = \frac{1}{8}$$

$$P(Y=5) = 8\frac{1}{2^5} = \frac{1}{4}$$

$$P(Y=6) = 20\frac{1}{2^6} = \frac{5}{16}$$

$$P(Y=7) = 40\frac{1}{2^7} = \frac{5}{16}$$

因此
$$H(X) = -2\frac{1}{2^4}\log\frac{1}{2^4} - 8\frac{1}{2^5}\log\frac{1}{2^5} - 20\frac{1}{2^6}\log\frac{1}{2^6} - 40\frac{1}{2^7}\log\frac{1}{2^7}$$

$$H(Y) = -\frac{1}{8}\log\frac{1}{8} - \frac{1}{4}\log\frac{1}{4} - 2\frac{5}{16}\log\frac{5}{16}$$

根据上述分析我们知道 Y 本质上是关于 X 的函数,因此 H(Y|X)=0

因为

$$H(X,Y) = H(X) + H(Y | X) = H(Y) + H(X | Y)$$
  
 $\Rightarrow H(X | Y) = H(X) + H(Y | X) - H(Y) = H(X) - H(Y)$ 

将(1)中结果带入即可。

**2.19 无穷熵**。此题说明离散型随机变量的熵可能是无穷的。设 $A = \sum_{n=2}^{\infty} (n \log^2 n)^{-1}$ 。 (考虑到 $(x \log^2 x)^{-1}$ 的积分为 A 的一个上界,容易证明 A 是有限的。)证明:设 X 是由  $Pr(X = n) = (An \log^2 n)^{-1}$ 定义的整数值随机变量,其中n = 2,3,..,则 $H(X) = +\infty$ 。 **解:** 

因为
$$H(X) = -\sum_{n=2}^{\infty} p(n) \log p(n)$$

根据题意有  $p(n) = (An \log^2 n)^{-1}$  带入上式我们有:

$$H(X) = -\sum_{n=2}^{\infty} p(n) \log p(n)$$

$$= \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\log \left(An \log^{2} n\right)}{\left(An \log^{2} n\right)}$$

$$= \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\log A + \log n + 2 \log(\log n)}{\left(An \log^{2} n\right)}$$

$$= \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\log A + \log n + 2 \log(\log n)}{\left(An \log^{2} n\right)}$$

$$= \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\log A}{\left(An \log^{2} n\right)} + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\log n}{\left(An \log^{2} n\right)} + \sum_{n=2}^{\infty} \frac{2 \log(\log n)}{\left(An \log^{2} n\right)}$$

根据题意我们很容易判别出来第一项和第三项都是有界得, 因此我们的目标主要是处理中

间项 
$$\sum_{n=2}^{\infty} \frac{\log n}{\left(An\log^2 n\right)} = \sum_{n=2}^{\infty} \frac{1}{\left(An\log n\right)}$$

针对上式我们可以将离散形式等价转化成连续形式,即:  $A \in A$  , 因此有

$$\sum_{n=2}^{\infty} \frac{1}{(An\log n)} \ge \frac{1}{M} \int_{2}^{\infty} \frac{1}{x\log x} dx = \frac{1}{M} \log\log x \Big|_{2}^{\infty} = \infty$$

因此原命题得证。

**2.20 游程编码。**设 $X_1, X_2, ..., X_n$ (可能相关)均为二元随机变量。假定某人对此序列(按先后产生的次序)计算出游程 $R = (R_1, R_2, ...)$ 。例如,序列 X = 0001100100 产生游程为 R = (3,2,2,1,2)。请你比较 $H(X_1, X_2, ..., X_n)$ ,H(R)及 $H(X_n, R)$ ,给出所有等式和不等式关系以及差别的范围。

# 解:

(a)

根据题意我们可判断出 R 是关于 X 的函数,因此根据本节题目 4 中的结论;随机变量函数的熵小于等于随机变量的熵,因此  $H(R) \leq H(X)$ 

(b)

因为 
$$H(X_1, X_2, ..., X_n) = \sum_{i=1}^n H(X_i \mid X_{i-1}, ..., X_1)$$

$$\overline{\text{m}} H(X_n, R) = H(R) + H(X_n \mid R)$$

又因为
$$H(X_n | R) \leq H(X_n)$$

$$H(X_n, R) = H(R) + H(X_n \mid R)$$

$$\leq H(R) + H(X_n)$$

为何没找  $H(X_1, X_2, ..., X_n)$  与  $H(X_n, R)$  关系?

**2.21 概率的马尔可夫不等式**。设 p(x) 为概率密度函数。证明对任意的 $d \geq 0$ ,有

$$Pr\{p(X) \le d\} log \frac{1}{d} \le H(X)$$

# 解:

证明:

根据马尔可夫不等式

$$\Pr\{p(x) \le d\} \log \frac{1}{d} = \sum_{x \in \{p(x) \le d\}} p(x) \log \frac{1}{d} \le \sum_{x \in \{p(x) \le d\}} p(x) \log \frac{1}{p(x)} \le \sum_{x} p(x) \log \frac{1}{p(x)} = H(X)$$

综上原命题得证。

- **2.22 思路的逻辑顺序**。在实际中,常常会由于某种需要而有序地论述某些思路,然后,若有必要就会对这些思路作进-一步的推广。请重新给如下所述思路排列顺序,要求是强的排在前面,蕴含的紧随其后。
- (a)  $I(X_1, X_2, ..., X_n; Y)$ 的链式法则, $D(p(x_1, ..., x_n)||q(x_1, x_2, ..., x_n))$ 的链式法则,以及 $H(X_1, X_2, ..., X_n)$ 的链式法则。
- (b)  $D(f||g) \ge 0$ , Jensen 不等式 $I(X;Y) \ge 0$ 。

(a)

由 Theorem 2.5.2 (Chain rule for information)

$$I(X_1, X_2, ..., X_n; Y) = \sum_{i=1}^{n} I(X_i; Y \mid X_{i-1}, ..., X_1, Y)$$

根据其证明过程:

$$\begin{split} I(X_1, X_2, ..., X_n; Y) &= H(X_1, X_2, ..., X_n) - H(X_1, X_2, ..., X_n \mid Y) \\ &= \sum_{i=1}^n H(X_i \mid X_{i-1}, ..., X_1) - \sum_{i=1}^n (X_i \mid X_{i-1}, ..., X_1, Y) \\ &= \sum_{i=1}^n I(X_i; Y \mid X_{i-1}, ..., X_1, Y) \end{split}$$

我们可以看出 H 的链式法则强于 I。

另又
$$I(X_1, X_2, ..., X_n; Y) = D(p(x_1, x_2, ..., x_n) || q(x_1, x_2, ..., x_n))$$

因此有 D 的链式法则强于 I。

综上,逻辑顺序可分为两组: H,I; D; I

(b)

根据 
$$I(X;Y) = D(p(x,y) || p(x)p(y)) \ge 0$$

因此 D 强于 I。

**2.23 条件互信息。**考虑 n 个二元随机变量 $X_1$  , $X_2$ ,..., $X_n$ 组成的序列。如果含偶数个 1 的每个序列的概率为 $2^{-(n-1)}$ ,含奇数个 1 的每个序列的概率为 0,试计算以下的互信息

$$I(X_1; X_2), I(X_2; X_3 | X_1), ..., I(X_n - 1; X_n | X_1, ..., X_{n-2})$$

解:

### 没读懂题目

- **2.24 平均熵。** 设 $H(p) = -p \log_2 p (1 p) \log_2 (1 p)$ 为二元熵函数。
- (a)利用 $\log_2 3 \approx 1.584$ ,计算 H(1/4)的值。(提示:可以考虑具有 4 种等可能结果的试验,其中某个结果比其他的更有趣。)
- (b)当概率 p 的值在 0≤p≤1 范围内均匀选取,试计算平均熵H(p)。
- (c) (选做)试计算平均熵 $H(p_1,p_2,p_3)$ ,其中 $(p_1,p_2,p_3)$ 为均匀分布的概率向量。推广到 n 维情形。

解:

(a)

$$H(p) = -p \log_2 p - (1-p) \log_2 (1-p) = \frac{1}{4} \log_2 4 - \frac{3}{4} \log_2 \frac{3}{4} = \frac{1}{2} - \frac{3}{4} (\log_2 3 - \log_2 4) = 0.811 bits$$

(b) 平均熵, 本质就是期望, 因此

$$-\int_{0}^{1} (p \log_{2} p + (1-p) \log_{2} (1-p)) dp = -\frac{1}{\ln 2} 2 \int_{0}^{1} (p \ln p) dp = \frac{1}{2 \ln 2}$$
(c)

**2.25 文氏图。**事实上,不存在度量三个随机变量所共有的互信息概念。在这里,我们尝试给出一种定义:根据文氏图,三个随机变量 X, Y 和 Z 的公共部分的互信息可定义为

$$I(X; Y; Z) = I(X; Y) - I(X; Y|Z)$$

尽管上述定义并不对称,其实这个量对于 X, Y, Z 是对称的,遗憾的是,I(X;Y;Z)并不一定非负,试举例 X, Y, Z, 使得I(X;Y;Z) < 0,并证明以下两个恒等式:

(a) 
$$I(X;Y;Z) = H(X,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + I(X;Y) + I(Y;Z) + I(Z;X)$$

(b) 
$$I(X;Y;Z) = H(X,Y,Z) - H(X,Y) - H(Y,Z) - H(Z,X) + H(X) + H(Y) + H(Z)$$

找出 X,Y 和 Z 之间的关系使得 I(X;Y;Z)<0 第一个恒等式可类似的由熵和互信息的文 氏图得到理解。第二个恒等式由第一个容易得到。

## 解:

(a)

根据I(X;Y;Z)的定义

$$I(X;Y;Z) = I(X;Y) - I(X;Y|Z)$$

$$= I(X;Y) - (I(X;Y,Z) - I(X;Z))$$

$$= I(X;Y) + I(X;Z) - I(X;Y,Z)$$

$$= I(X;Y) + I(X;Z) - (H(X) + H(Y,Z) - H(Z,Y,Z))$$

$$= I(X;Y) + I(X;Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + I(Y,Z) + H(Z,Y,Z)$$

$$= H(Z,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + I(X;Y) + I(X;Z) + I(Y,Z)$$

原命题得证

(b)

根据(a)我们有

$$I(X;Y;Z) = H(Z,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + I(X;Y) + I(X;Z) + I(Y,Z)$$

$$= H(Z,Y,Z) - H(X) - H(Y) - H(Z) + H(X) + H(Y) - H(X,Y) + H(X) + H(Z) - H(X,Z) + H(Y) + H(Z) - H(Y,Z)$$

$$= H(Z,Y,Z) - H(X,Y) - H(X,Z) - H(Y,Z)$$

原命题得证

**2.26 相对熵的非负性的另一个证明**。为突出结论 $D(p||q) \ge 0$ 的基本性,我们在各处另一个证明。

- (a)证明对任意的 $0 < x < \infty$ ,  $\ln x \le x 1$
- (b)判定下列步骤

$$-D(p||q) = \sum_{x} p(x) \ln \left(\frac{q(x)}{p(x)}\right)$$

$$\leq \sum_{x} p(x) \left(\frac{q(x)}{p(x)} - 1\right)$$

$$\leq 0$$

(c)等号成立的条件是什么?

解:

(a)

非常简单, 我们只需要构造  $f(x) = \ln x - x + 1$ 

因为 
$$f'(x) = \frac{1}{x} - 1$$
 令  $f'(x) = 0 \Rightarrow x = 1$ ,因此我们可以得到:

$$\exists x \in (0,1) \Rightarrow f'(x) > 0$$

因此当 x=1 时 f(x)取得最大值,又 f(1)=0,因此  $f(x) \le 0 \Rightarrow \ln x \le x-1$ 

证毕

- (b)
- (c) 本质就是 $\ln x \le x 1$ 什么时候等式成立,显然 x=1 得时候,对于本题,即

$$\frac{q(x)}{p(x)} = 1 \Rightarrow q(x) = p(x)$$
 时成立

**2.27 熵的组合法则**。设 $p = (p_1, p_2, ..., p_m)$ 为 m 个元素上的概率分布(即 $p_i \ge 0$ ,且  $\sum_{i=1}^m p_i = 1$ )。定义 m-1 个元素上的新分布 $\mathbf{q}$ 为 $q_1 = p_1, q_2 = p_2, ..., q_{m-2} = p_{m-2}$ 以及  $q_{m-1} = p_{m-1} + p_m$  (即分布  $\mathbf{q}$  与  $\mathbf{p}$  在集合 $\{1, 2, ..., m-2\}$ 上是相同的, $\mathbf{q}$ 中最后一个元素的概率为 $\mathbf{p}$ 中最后两个元素的概率之和)。证明

$$H(\mathbf{p}) = H(\mathbf{q}) + (p_{m-1} + p_m)H(\frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_m}, \frac{p_m}{p_{m-1} + p_m})$$

解:

根据熵的定义我们有

$$\begin{split} H(p) &= -\sum_{i=1}^{m} p_{i} \log p_{i} = -\sum_{i=1}^{m-2} p_{i} \log p_{i} - p_{m-1} \log p_{m-1} - p_{m} \log p_{m} \\ &= -\sum_{i=1}^{m-2} p_{i} \log p_{i} - p_{m-1} \log \left( \frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_{m}} (p_{m-1} + p_{m}) \right) - p_{m} \log \left( \frac{p_{m}}{p_{m-1} + p_{m}} (p_{m-1} + p_{m}) \right) \\ &= -\sum_{i=1}^{m-2} p_{i} \log p_{i} - p_{m-1} \log \left( \frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_{m}} \right) - p_{m} \log \left( \frac{p_{m}}{p_{m-1} + p_{m}} \right) - (p_{m-1} + p_{m}) \log (p_{m-1} + p_{m}) \\ &= -\sum_{i=1}^{m-2} p_{i} \log p_{i} - p_{m-1} \log \left( \frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_{m}} \right) - p_{m} \log \left( \frac{p_{m}}{p_{m-1} + p_{m}} \right) - (q_{m-1}) \log (p_{m-1}) \end{split}$$

$$= H(q) - \left(p_{m-1} + p_{m}\right) \left(\frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_{m}} \log \left(\frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_{m}}\right) + \frac{p_{m}}{p_{m-1} + p_{m}} \log \left(\frac{p_{m}}{p_{m-1} + p_{m}}\right)\right)$$

$$= H(q) - \left(p_{m-1} + p_{m}\right) H\left(\frac{p_{m-1}}{p_{m-1} + p_{m}}, \frac{p_{m}}{p_{m-1} + p_{m}}\right)$$

综上原命题得证.

# **2.28 混合使熵增加。** 证明概率分布 $(p_1,...,p_i,...,p_j,...,p_m)$ 的熵小于概率分布

 $(p_1,...,(p_i+p_j)/2,...,(p_i+p_j)/2,...,p_m)$ 的熵。进一步证明更一般的结论:使概率分布更均匀的变换都使熵增加。

### 解:

根据熵得定义:

首先我们令

$$P = (p_1, ..., p_i, ..., p_i, ..., p_m)$$

$$Q = (p_1, ..., \frac{p_i + p_j}{2}, ..., \frac{p_i + p_j}{2}, ..., p_m)$$

我们有:

$$H(P) = -\sum_{i=1}^{m} p_i \log p_i$$

$$H(P) - H(Q) = -p_i \log p_i - p_j \log p_j + (p_j + p_i) \log \frac{p_j + p_i}{2} < 0$$

因此 $H(P) \leq H(Q)$ 

更一般的结论: **当**  $P_1 = P_2 ... = P_q = \frac{1}{a}$  时,信源具有最大熵。

证明: 本质上是熵的极值性

## 熵的极值性

$$H(P_1, P_2, ..., P_q) \le \log q$$
 **当**  $P_1 = P_2 ... = P_q = \frac{1}{q}$  时,信源具有最大熵。

证明:

先引入引理: 当x>0 则:  $\ln x \le x-1$  即  $\log_2 x \le (x-1) \log e$  当且仅当 x=1 时成立

$$H(P_1, P_2, ..., P_q) - \log q = -\sum_{i=1}^q p_i \log p_i - \sum_{i=1}^q p_i \log q$$
$$= -\sum_{i=1}^q p_i \left(\log p_i q\right) = \sum_{i=1}^q p_i \frac{1}{\log p_i q}$$

$$\Rightarrow x = \frac{1}{\log p_i q}$$

$$\begin{split} H(P_1, P_2, ..., P_q) - \log q &= -\sum_{i=1}^q p_i \log p_i - \sum_{i=1}^q p_i \log q \\ &= -\sum_{i=1}^q p_i \left( \log p_i q \right) = \sum_{i=1}^q p_i \frac{1}{\log p_i q} \\ &\leq \sum_{i=1}^q p_i \left( \frac{1}{p_i q} - 1 \right) \log e = 0 \end{split}$$

这就意味着任何一个信源 q 元熵减去  $\log q$  是小于等于 0 的。当且仅当  $p_i = \frac{1}{q}$  时成立。

**2.29 不等式**。设  $X \times Y$  和 Z 为联合随机变量。证明下面的不等式,并给出等号成立的条件。

- (a)  $H(X,Y|Z) \ge H(X|Z)_{\circ}$
- (b)  $I(X,Y;Z) \ge I(X;Z)$
- (c)  $H(X,Y,Z) H(X,Y) \le H(X,Z) H(X)_{\circ}$
- (d)  $I(X; Z|Y) \ge I(Z; Y|X) I(Z; Y) + I(X; Z)_{\circ}$

解:

(a)

$$H(X,Y|Z) \ge H(X|Z)$$

根据 Theorem 2.2.1 (Chain rule) Corollary,

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

当且仅当H(Y|X,Z)=0成立即Y是X和Z的函数时等式成立。

(b)

根据 Theorem 2.5.2 (Chain rule for information)

$$I(X,Y;Z) = I(X;Z) + I(Y;Z \mid X) \ge I(X;Z)$$

当且仅当I(Y;Z|X)=0等式成立即Y和Z关于X是相互独立时等号成立。

(c)

$$H(X,Y,Z) - H(X,Y) = H(X) + H(Y,Z \mid X) - H(X) - H(Y \mid X)$$

$$= H(Y | X) + H(Z | X, Y) - H(Y | X)$$

$$= H(Z | X, Y) = H(Z | X) - I(Z; X | Y)$$

$$\leq H(X,Z) - H(X) = H(X) + H(Z \mid X) - H(X) = H(Z \mid X)$$

当且仅当I(Z;X|Y)=0等式成立,即 Z 和 X 关于 Y 相互独立成立。

(d) 根据 Theorem 2.5.2 (Chain rule for information)(未化简出来)

$$I(X,Y;Z) = I(X;Z) + I(Y;Z \mid X)$$

I(X;Z|Y)+I(Z;Y)

2.30 最大熵。 设 X 是取非负整数值的随机变量,对固定的值 A>0,试求在约束条件

$$EX = \sum_{n=0}^{\infty} np(n) = A$$

下使得熵H(X)达到最大时的概率密度函数 p(x),并计算出 H(X)的最大值解:

**2.31 条件熵**。在什么条件下有H(X|g(Y)) = H(X|Y)?

### 解:

根据题意要证  $H(X \mid G(Y)) = H(X \mid Y)$  直接证明左边等于右边似乎找不到联系,因此我们考虑尝试构造等价形式,观察左边右边等式条件熵有个共同随机变量 X。因此我们尝试构造:

$$H(X) - H(X \mid G(Y)) = H(X) - H(X \mid Y)$$
  
$$\Leftrightarrow I(X; G(Y)) = I(X; Y)$$

由此我们想到**Theorem 2.8.1** (Data-processing inequality) If  $X \rightarrow Y \rightarrow Z$ , then

 $I(X;Y) \ge I(X;Z)$  当且仅当等式成立时 $X \to Y \to Z$ ,构成马尔科夫链,因此原问题当 且仅当 $X \to G(Y) \to Y$  构成马尔科夫链时上式成立。

**2.32 费诺**。设(X, Y)的联合分布如右表:

设 $\hat{X}(Y)$ 为 X 的估计量(基于 Y),  $P_e = \Pr{\hat{X}(Y) \neq X}$ 

- (a) 试求最小误差概率估计量 $\hat{X}(Y)$  与相应的 $P_{e}$
- (b) 估计出啊该习题的费诺不等式,并与(a)中求得的值比较。

XY	a	ь	c
1	1 6	1/12	1/12
2	$\frac{1}{12}$	1 6	1/12
3	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{6}$

### 解:

**2.33 费诺不等式。**设 $Pr(X = i) = p_i, i = 1, 2, ..., m, 且 p_1 \ge p_2 \ge p_3 \ge ... \ge p_m,$ 那么 X 的最小误差概率估计量为 $\hat{X} = 1$ ,此时产生的误差概率为 $P_e = 1 - P_1$ 。试在约束条件 $1 - P_1 = P_e$ 。下最大化 $H(\mathbf{p})$ ,由此根据 H 求得  $\mathbf{p}$  的取值范围。这也是无条件的费诺不等式。

### 解:

因为

$$H(P) = -\sum_{i=1}^{m} p_i \log p_i = -p_1 \log p_1 - \sum_{i=2}^{m} p_i \log p_i$$

要求 $H(P_e)$  的范围,必然需要构造 $H(P_e) = -P_e \log P_e - (1-P_e) \log (1-P_e)$ 

因此重新化简:

$$\begin{split} H(P) &= -\sum_{i=1}^{m} p_{i} \log p_{i} = -p_{1} \log p_{1} - P_{e} \sum_{i=2}^{m} \frac{p_{i}}{P_{e}} \log \frac{p_{i}}{P_{e}} - \log P_{e} \sum_{i=2}^{m} p_{i} \\ &= -\left(1 - P_{e}\right) \log\left(1 - P_{e}\right) - P_{e} \sum_{i=2}^{m} \frac{p_{i}}{P_{e}} \log \frac{p_{i}}{P_{e}} - \left(1 - p_{1}\right) \log P_{e} \\ &= -\left(1 - P_{e}\right) \log\left(1 - P_{e}\right) - P_{e} \sum_{i=2}^{m} \frac{p_{i}}{P_{e}} \log \frac{p_{i}}{P_{e}} - P_{e} \log P_{e} \\ &= H\left(P_{e}\right) + P_{e} H\left(\frac{p_{2}}{P_{e}}, \dots, \frac{p_{m}}{P_{e}}\right) \end{split}$$

根据熵得极值性,我们知道  $H\left(\frac{p_2}{P_e},...,\frac{p_m}{P_e}\right) \leq \log(m-1)$  当且仅当等概时等式成立,因此

$$H(P) \le H(P_e) + P_e \log(m-1)$$

$$\Leftrightarrow$$
 H(X)  $\leq$  H( $P_e$ ) +  $P_e$  log( $m-1$ )

$$\Rightarrow P_e \ge \frac{\mathsf{H}(\mathsf{X}) - H\left(P_e\right)}{\log(m-1)}$$

**2.34 初始条件熵。**证明对任意的马尔可夫链, $H(X_0|X)$ 随 n 非减。

解:

证:根据题意,由随机变量的数列 $X_1,...,X_{n-1},X_n$ 构成的马尔科夫链,我们由此可想到:

**Theorem 2.8.1** (Data-processing inequality) If  $X \rightarrow Y \rightarrow Z$ , then

$$I(X;Y) \ge I(X;Z)$$

对应到本题有:

$$I(X_0; X_{n-1}) \ge I(X_0; X_n)$$

$$\Leftrightarrow H(X_0) - H(X_0 \mid X_{n-1}) \ge H(X_0) - H(X_0 \mid X_n)$$

$$\Rightarrow H(X_0 \mid X_n) \ge H(X_0 \mid X_{n-1})$$

从而原命题得证。

**2.35 相对熵是不对称的。**设随机变量 X 有三个可能的结果 $\{a,b,c\}$ 。考虑该随机变量上的两个分布(右表):

计算H(p), H(q), D(p||q)和D(q||p), 并验证在此情

字 符	p(x)	q(x)
a	1/2	1/3
ь	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{3}$
с	1/4	$\frac{1}{3}$

况下 $D(p||q) \neq D(q||p)$ 。

## 解:

根据定义:

$$H(p) = -\frac{1}{2}\log\frac{1}{2} - \frac{1}{4}\log\frac{1}{4} - \frac{1}{4}\log\frac{1}{4}$$
$$= 1.5bits$$

$$H(q) = -\frac{1}{3}\log\frac{1}{3} - \frac{1}{3}\log\frac{1}{3} - \frac{1}{3}\log\frac{1}{3}$$
$$= \log 3$$

$$D(p || q) = \sum p(x) \log \frac{p(x)}{q(x)}$$
$$= \frac{1}{2} \log \frac{3}{2} + 2 \frac{1}{4} \log \frac{3}{4} = \log 3 - \frac{3}{2}$$

$$D(q \parallel p) = \sum q(x) \log \frac{q(x)}{p(x)}$$
$$= \frac{1}{3} \log \frac{2}{3} + 2\frac{1}{3} \log \frac{4}{3} = \frac{5}{3} - \log 3$$

因此 $D(p||q) \neq D(q||p)$ 

**2.36 对称的相对熵**。尽管如习题 **2.35** 所示,在一般情况下 $D(p||q) \neq D(q||p)$ ,但也存在使等号成立的分布。请举出二元字母表上的两个分布 p 和 q,使得D(p||q) = D(q||p)(除平凡情形 p=q 外)。

### 解:

二项分布应该是比较经典的一个符号要求的分布了。直接带入验证即可, 很简单这里不再赘述。

**2.37 相对熵**。设三个随机变量  $X \times Y$  和 Z 的联合概率密度函数为p(x,y,z)。联合分布和边际分布乘积之间的相对熵为

$$D(p(x,y,z)||p(x)p(y)p(z)) = E[\log\left(\frac{p(x,y,z)}{p(x)p(y)p(z)}\right)]$$

将上式用熵的形式展开。什么时候该相对熵为 0?

### 解:

$$D(p(x, y, z) || p(x)p(y)p(z)) = E\left[\log \frac{p(x, y, z)}{p(x)p(y)p(z)}\right]$$
$$= \sum_{x \in X} \sum_{y \in Y} \sum_{z \in Z} p(x, y, z) \left(\log \frac{p(x, y, z)}{p(x)p(y)p(z)}\right)$$

$$= \sum_{x \in X} \sum_{y \in Y} \sum_{z \in Z} p(x, y, z) \left( \log p(x, y, z) - \log p(x) - \log p(y) - \log p(z) \right)$$
  
=  $-H(X, Y, Z) + H(X) + H(Y) + H(Z)$ 

要使得D(p(x,y,z)||p(x)p(y)p(z))=0

当且仅当 
$$\frac{p(x,y,z)}{p(x)p(y)p(z)}$$
  $\Rightarrow$   $p(x,y,z) = p(x)p(y)p(z)$  即 X,Y,Z 相互独立。

**2.38 问题的值。**设 $X \sim p(x), x = 1, 2, ..., m$ ,给定一个集合 $S \subseteq \{1, 2, ..., m\}$ 。是否当 XES 时,得到的答案为

$$Y = \begin{cases} 1 & , X \in S \\ 0 & , X \notin S \end{cases}$$

假定 $\Pr\{X \in S\} = \alpha$ ,试求不确定度的缩减量H(X) - H(X|Y)。显然,给定 $\alpha$ ,任何集合 S 的表现与其他的集合是一样的。

解:

由 
$$P_r\{X \in S\} = \alpha, Y = \begin{cases} 1 & X \in S \\ 0 & X \notin S \end{cases}$$
我们有

$$\Rightarrow \begin{cases} p(y=1) = \alpha \\ p(y=0) = 1 - \alpha \end{cases}$$

又因为 Y 本质上是关于 X 的函数, 因此 H(Y|X) = 0

$$H(X)-H(X\mid Y)=I(X;Y)=H(Y)-H(Y\mid X)$$
  
所以: 
$$=H(\alpha)-H(Y\mid X)$$
 
$$=H(\alpha)$$

**2.39 熵与两两独立。**设 X,Y 和 Z 为三个服从 Bemouli( $\frac{1}{2}$ )的二元随机变量,且两两相互独立,即I(X;Y) = I(X;Z) = I(Y;Z) = 0。

- (a)在上述约束条件下。H(X,Y,Z)的最小值是多少?
- (b)举出达到这个最小值时的例子。

解:

(a)

$$H(X,Y,Z) = H(X) + H(Y,Z \mid X)$$
  
=  $H(X) + H(Y \mid X) + H(Z \mid X,Y)$ 

又因为·X,Y,Z 两两相互独立,因此H(Y|X) = H(Y)

因此上式可放缩为:

$$H(X,Y,Z) = H(X) + H(Y,Z \mid X)$$

$$= H(X) + H(Y \mid X) + H(Z \mid X,Y) \ge H(X) + H(Y)$$

$$= -2(2\frac{1}{2}\log\frac{1}{2}) = 2$$

因此最小值为 2.。

(b)

**2.40 离散熵**。设 X 和 Y 为两个独立且取整数值的随机变量。设 X 在{1,2,...,8}上均匀分布, $Pr{Y = k} = 2^{-k}, k = 1,2,3...$ 。

- (a) 求H(X)。
- (b) 求H(Y)。
- (c) 求 $H(X+Y,X-Y)_{\circ}$

解:

(a)

方法一: 根据熵得定义:

$$H(X) = -\sum_{k=1}^{8} p_k \log p_k$$
 因为等概,因此有

$$H(X) = -8\frac{1}{8}\log\frac{1}{8} = 3$$

方法二:根据熵的极值定理:

$$H(P_1, P_2, ..., P_q) \le \log q$$
 **当**  $P_1 = P_2 ... = P_q = \frac{1}{q}$  时,信源具有最大熵,即等式成立。

因此 $H(X) = \log 8 = 3$ 

(b) 根据熵得定义:

$$H(Y) = -\sum_{k=1}^{8} p_k \log p_k = -\sum_{k=1}^{8} 2^{-k} \log 2^{-k} = \sum_{k=1}^{8} k 2^{-k} = 2$$

(c) 
$$H(X+Y,X-Y) = H(X+Y) + H(X-Y \mid X+Y)$$

$$\Rightarrow Z = X + Y, U = X - Y$$

$$H(X+Y,X-Y) = H(X+Y) + H(X-Y | X+Y)$$
  
=  $H(Z,U) = H(Z) + H(U | Z)$ 

# 因此我们只需要(分类讨论情况是不是有点多??有问题。)

- **2.41 随机问题**,要判别随机目标  $X \sim p(x)$ ,问题  $Q \sim r(q)$ 随机地提问,结果产生的确定答案  $A = A(x,q) \in \{a_1,a_2,...\}$ 。假定 X,Q 相互独立。于是 I(X;Q,A) 为由问题-答案对(Q,A)之后 X 剩下的不确定性。
  - (a) 证明I(X; Q, A) = H(A|Q), 并予以解释。
- (b) 现在假定有两个 i.i.d 的问题 $Q_1,Q_2 \sim r(q)$ 提出,其答案分别为 $A_1,A_2$  证明  $I(X;Q,A_1,Q_2,A_2) \leq 2I(X;Q,A_1)$ 在此意义下,说明两个问题不比单个问题两次的效果更差。

# 解:

(a)

(b)

$$I(X;Q,A) = H(X) - H(X | Q, A)$$

$$= H(Q,A) - H(Q,A | X)$$

$$= H(Q) + H(A | Q) - H(Q | X) - H(A | Q, X)$$

根据题意我们知道  $\times$  和  $\bigcirc$  相互独立,因此 H(Q|X) = H(Q),又因为  $\bigcirc$  随机提问后,A 随

之确定, 即 A 由 X 和 Q 决定, 因此 H(A|Q,X)=0。综上们有:

$$I(X;Q,A) = H(X) - H(X | Q, A)$$

$$= H(Q,A) - H(Q,A | X)$$

$$= H(Q) + H(A | Q) - H(Q | X) - H(A | Q, X)$$

$$= H(Q) + H(A | Q) - H(Q) - 0$$

$$= H(A | Q)$$

根据 Theorem 2.5.2 (Chain rule for information), 我们有:

$$I(X;Q_1,A_1,Q_2,A_2) = I(X;Q_1) + I(X;A_1|Q_1) + I(X;Q_2|A_1,Q_1) + I(X;Q_2|A_1,Q_1,Q_2)$$

又因为X和 $Q_1$ 相互独立,  $I(X;Q_1)=0$  , 因此

$$\begin{split} I(X;Q_{1},A_{1},Q_{2},A_{2}) &= I(X;Q_{1}) + I(X;A_{1}|Q_{1}) + I\left(X;Q_{2}|A_{1},Q_{1}\right) + I\left(X;A_{2}|A_{1},Q_{1},Q_{2}\right) \\ &= I(X;A_{1}|Q_{1}) + I\left(X;Q_{2}|A_{1},Q_{1}\right) + I\left(X;Q_{2}|A_{1},Q_{1},Q_{2}\right) \\ &= H(A_{1}|Q_{1}) - H(A_{1}|X,Q_{1}) + H(Q_{2}|A_{1},Q_{1}) - H(Q_{2}|X,A_{1},Q_{1}) + H(A_{2}|A_{1},Q_{1},Q_{2}) - H(A_{2}|X,A_{1},Q_{2},Q_{2}) \end{split}$$

而由已知条件知道, $Q_1$ 与 $A_1$ , $Q_1$ 相互独立,且 $A_1$ 由X, $Q_1$ ,所确定,因此 $Q_2$ 与 $A_1$ , $Q_1$ , $Q_2$ 相

互独立, 且A, 由X, Q<sub>2</sub>, 所确定, 因此

$$H(A_1 \mid X, Q_1) = 0$$

$$H(Q_2 | A_1, Q_1) = H(Q_2 | X, A_1, Q_1) = H(Q_2)$$

$$H(A_2 | X, A_1, Q_1, Q_2) = 0$$

从而

$$\begin{split} I(X;Q_{1},A_{1},Q_{2},A_{2}) &= I(X;Q_{1}) + I(X;A_{1}\mid Q_{1}) + I\left(X;Q_{2}\mid A_{1},Q_{1}\right) + I\left(X;Q_{2}\mid A_{1},Q_{1},Q_{2}\right) \\ &= H(A_{1}\mid Q_{1}) - H(A_{1}\mid X,Q_{1}) + I\left(X;Q_{2}\mid A_{1},Q_{1}\right) + I\left(X;Q_{2}\mid A_{1},Q_{1},Q_{2}\right) \\ &= H(A_{1}\mid Q_{1}) - H(A_{1}\mid X,Q_{1}) + H(Q_{2}\mid A_{1},Q_{1}) - H(Q_{2}\mid X,A_{1},Q_{1}) + H(A_{2}\mid A_{1},Q_{1},Q_{2}) - H(A_{2}\mid X,A_{1},Q_{1},Q_{2}) \\ &= H(A_{1}\mid Q_{1}) + H(Q_{2}) - H(Q_{2}) + H(A_{2}\mid A_{1},Q_{1},Q_{2}) \\ &= H(A_{1}\mid Q_{1}) + H(A_{2}\mid A_{1},Q_{1},Q_{2}) \end{split}$$

又因为条件熵使得熵减小,因此 $H(A_1|A_1,Q_1,Q_2) \le H(A_2|Q_2)$ ,再根据(a)中结论有

$$H(A_1 | Q_1) = I(X; Q_1, A_1)$$

$$H(A_2 | Q_2) = I(X; Q_2, A_2)$$

$$\begin{split} I(X;Q_{1},A_{1},Q_{2},A_{2}) &= I(X;Q_{1}) + I(X;A_{1} \mid Q_{1}) + I\left(X;Q_{2} \mid A_{1},Q_{1}\right) + I\left(X;Q_{2} \mid A_{1},Q_{1},Q_{2}\right) \\ &= I(X;A_{1} \mid Q_{1}) + I\left(X;Q_{2} \mid A_{1},Q_{1}\right) + I\left(X;Q_{2} \mid A_{1},Q_{1},Q_{2}\right) \\ &= H(A_{1} \mid Q_{1}) - H(A_{1} \mid X,Q_{1}) + H(Q_{2} \mid A_{1},Q_{1}) - H(Q_{2} \mid X,A_{1},Q_{1}) + H(A_{2} \mid A_{1},Q_{1},Q_{2}) - H(A_{2} \mid X,A_{1},Q_{1},Q_{2}) \\ &= H(A_{1} \mid Q_{1}) - H(A_{1} \mid X,Q_{1}) + H(Q_{2}) - H(Q_{2}) + H(A_{2} \mid A_{1},Q_{1},Q_{2}) \\ &= H(A_{1} \mid Q_{1}) + H(A_{2} \mid A_{1},Q_{1},Q_{2}) \\ &\leq H(A_{1} \mid Q_{1}) + H(A_{2} \mid Q_{2}) \\ &= I(X;Q_{1},A_{1}) + I(X;Q_{2},A_{2}) \end{split}$$

又因为 $Q_1$ 和 $Q_2$ 同分布,因此

$$I(X;Q_1,A_1) = I(X;Q_2,A_2)$$

$$I(X; Q_1, A_1, Q_2, A_2) = I(X; Q_1) + I(X; A_1 | Q_1) + I(X; Q_2 | A_1, Q_1) + I(X; Q_2 | A_1, Q_1, Q_2)$$

$$\leq 2I(X; Q_1, A_1)$$

综上原命题得证。

**2.42 不等式。**下列不等式在一般情况下是"≥"、"="还是"≤"关系?请将每个不等式用"≥"、"="或"≤"标出各自的正确关系。

- (a) H(5X)与H(X)。
- (b) I(g(X);Y)与I(X;Y)。
- (c)  $H(X_0|X_{-1}) = H(X_0|X_{-1},X_1)_{\circ}$
- (d) H(X,Y)/(H(X) + H(Y))与 1。

(a)

(b)

令 Z = g(X) 则  $X \to Y \to g(X)$  构成马尔科夫链, 因此, 根据 Theorem 2.8.1 (Data-

processing inequality) If  $X \to Y \to Z$ , then  $I(X;Y) \ge I(X;Z)$ ,从而有:

$$I(g(X);Y) \leq I(X;Y)$$

(c)

根据 Theorem 2.6.5 (Conditioning reduces entropy)(Information can't hurt)

$$H(X|Y) \le H(X)$$
 ,从而有 $H(X_0|X_{-1}) \ge H(X_0|X_{-1},X_1)$ 

(d)

因为 $H(X,Y) = H(X) + H(Y|X) \le^a H(X) + H(Y)$  其中a利用了Theorem 2.6.5 因此

$$H(X,Y) \le H(X) + H(Y) \Rightarrow \frac{H(X,Y)}{H(X) + H(Y)} \le 1$$

## 2.43 正面和反面的互信息。

- (a)考虑抛掷一枚均匀硬币。硬币出现正面和反面的互信息是多少?
- (b)如果我们掷一颗有 6 面的均匀骰子, 那么顶面和前面(经常面对你的那个侧面)出现的互信息又是多少?

解:

(a)

假设正面记为A. 反面记为B. 则有

$$I(A;B) = H(A) - H(A \mid B)$$

(b)

**2.44 纯随机性。**假定用一枚具有三面的硬币来产生均匀硬币抛掷过程。设硬币 X 的概率密度函数为

$$X = \begin{cases} A, & p_A \\ B, & p_B \\ C, & p_C \end{cases}$$

其中 $P_A$ 、 $p_B$ 和 $p_C$ 未知。

- (a)如何通过两个独立的抛掷 $X_1$ 和 $X_2$ 产生(如果可行)一个 Bernoulli( $\frac{1}{2}$ )随机变量 Z?
- (b)生成的最大均匀二进制序列的数量的期望数是多少?

**2.45有限熵。**证明:对于离散随机变量 $X \in \{1,2,...\}$ ,如果ElogX < ∞,则H(X) < ∞。**证明**:

**2.46 熵的公理化定义(较难)**。如果为度量信息而假定某些公理,将不得不使用如熵那样的对数度量。香农利用这点确保了熵的最初定义的合理性。在本书中,我们更多依赖于熵的其他性质而非公理化推导来确保它的使用价值。下面这个题比起本节的其他习题要困难多。

若对称函数序列 $H(p_1, p_2, ..., p_m)$ 满足下列性质:

- ●标准化: $H_2(\frac{1}{2},\frac{1}{2})=1$ ,
- ●连续性: $H_2(p,1-p)$ 为 p 的连续函数,
- •组合法则: $H_m(p_1,p_2,\dots p_m)=H_{m-1}(p_1+p_2,p_3,\dots,p_m)+(p_1+p_2)\cdot H_2(\frac{p_1}{p_1+p_2},\frac{p_2}{p_1+p_2})$

证明 $H_m$ 必定具有如下形式:

$$H_m(p_1, p_2, ..., p_m) = -\sum_{i=1}^m p_i \log p_i, \qquad m = 2,3, ...$$

还有许多不同的公理化表示方式可以导出熵的相同定义。例如, 可参见 Csiszor 和 Korner[149]。

### 解:

**2.47 分类错误文件的熵。**一副扑克牌共有 n 张,顺序依次为 1,2,...,n。现在从这副扑克中随机地抽出一张牌,然后再随机地将其放回。这样,熵为多少?

### 解:

**2.48 序列长度。**序列的长度含有序列内容的多少信息?假定考虑  $Bernoulli(\frac{1}{2})$ 过程 $\{X_i\}$ ,

当第一个 1 出现时,过程停止。设 N 表示这个停时。因此, $X^N$ 为所有有限长的二元序列集合 $\{0,1\}^* = \{0,1,00,01,10,11,000,...\}$ 中的一个元素。

- (b) 求 $H(X^N|N)$
- (c) 求 $H(X^N)$

现考虑一个不同的停时。仍假定 $X_i\sim \mathrm{Bernoulli}(\frac{1}{2})$ ,但过程在时刻N=6停止的概率为  $\frac{1}{3}$  在时刻N=12停止的概率为 $\frac{2}{3}$ 设该停时独立于序列 $X_1,X_2,...,X_{12}$ 。

(d) 求 $I(N;X^N)$ 

- (e) 求 $H(X^N|N)$
- (f) 求 $H(X^N)$

(a) 
$$I(X^N; N) = H(N) - H(N \mid X^N)$$

又因为 $X^N$ 是关于N的函数,因此 $H(N|X^N)=0$ ,因此

$$I(X^{N}; N) = H(N) - H(N | X^{N}) = H(N) - 0 = H(N)$$

又因为 $P(N=n)=pq^{n-1}$  几何概率分布,根据本章习题2.1, $H(N)=\sum_{n=1}^{\infty}n2^{-n}=2bits$ 

(b)

因为给定N,  $X^N$  随之确定,  $X^N$  是关于N的函数, 因此  $H(X^N|N)=0$ 

(c)

要求 $H(X^N)$  首先想到(b)中出现的 $H(X^N|N)$ ,再根据(a)中已求得的

$$I(X^{N}; N) = H(X^{N}) - H(X^{N} | N)$$
  
$$\Rightarrow H(X^{N}) = I(X^{N}; N) + H(X^{N} | N)$$

$$\Rightarrow H(X^N) = I(X^N; N) = 2bits$$

(d)

根据 (a) 
$$I(X^N; N) = H(N) - H(N|X^N) = H(N) - 0 = H(N)$$

又因为N=6停止概率为 $\frac{1}{3}$  , N=12, 停止概率为 $\frac{2}{3}$  , 因此

$$I(X^{N}; N) = \frac{1}{3}H(N) + \frac{2}{3}H(N) = 1$$
bits

(e)

这里会有两次停止的概率,即N=6停止概率为 $\frac{1}{3}$  ,N=12,停止概率为 $\frac{2}{3}$  ,N的取值不再是一一对应了,而是概率出现了。因此

$$H(X^{N} | N) = \frac{1}{3}H(X^{6} | N = 6) + \frac{2}{3}H(X^{12} | N = 12)$$

(f)

由 (c) 中知

$$I(X^{N}; N) = H(X^{N}) - H(X^{N} | N)$$
  
$$\Rightarrow H(X^{N}) = I(X^{N}; N) + H(X^{N} | N)$$