

▼ Ejercicios Teoría de la Información

Curso 2023 - 2024

Álvaro José Álvarez Arranz

alvaro.alvareza@estudiante.uam.es

▼ Ejercicio 1

Demostrar la entropía para una distribución gaussiana de media μ y varianza σ^2 .

Tomando $f(x|\mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ (1) y $S(X) = -\int_{\mathbb{R}} f(x) \log_2 f(x) dx$ (2) para un caso continuo y sabiendo que $\log_b x = \frac{\log_a x}{\log_a b}$ (3):

$$S(X) = (1)(2) = -\int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \log_2 \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \right) dx$$

Usando (3) la ecuación queda:

$$S(X) = -\int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \frac{1}{\log 2} \log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \right) dx$$

Después de sacar $\frac{1}{\log 2}$ de la integral y reordenar nos queda la siguiente ecuación:

$$S(X) = -\frac{1}{\log 2} \left(\log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right) \int_{\mathbb{R}} f(x) dx - \frac{1}{2\sigma^2} \int_{\mathbb{R}} f(x) (x-\mu)^2 dx \right)$$

Dado que $\int_{\mathbb{R}} f(x) dx$ es 1 y $\int_{\mathbb{R}} f(x) (x-\mu)^2 dx$ es $E[(X-\mu)^2]$ queda la siguiente ecuación:

$$S(X) = \frac{-\log \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \right)}{\log 2} + \frac{\text{Var}[X]}{2\sigma^2 \log 2}$$

Como $\text{Var}[X]$ es σ^2 y volviendo a pasar por una reordenación, nos queda lo siguiente:

$$\begin{aligned} S(X) &= \frac{-\log 1 + \log(\sqrt{2\pi\sigma})}{\log 2} + \frac{\sigma^2}{2\sigma^2 \log 2} = \\ &= \frac{\log(\sqrt{2\pi\sigma})}{\log 2} + \frac{1}{2 \log 2} \end{aligned}$$

Tras alguna operación nos queda la siguiente expresión:

$$S(X) = 0.5 \log_2 (2\pi\sigma^2 e)$$

Como puede observarse en esta última expresión, la entropía no depende de la media de la gaussiana, pero sí de la varianza.

▼ Ejercicio 2

Demostrar que $MI(X, Y) = MI(Y, X)$.

La información mútua entre dos variables aleatorias X e Y se define como:

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

Donde:

- $H(X)$ es la entropía de la variable X .
- $H(Y)$ es la entropía de la variable Y .
- $H(X, Y)$ es la entropía conjunta de las variables X e Y .

Para demostrar $MI(X, Y) = MI(Y, X)$, se debe demostrar que los términos en ambos lados son iguales.

Para poder demostrar la simetría, debe cumplirse la siguiente condición:

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

Para ello se hace el siguiente cálculo:

$$H(X, Y) = -\sum_x \sum_y p(x, y) \log(p(x, y))$$

donde $p(x, y)$ es la función de probabilidad conjunta de las variables X e Y .

Para poder demostrar $H(X, Y) = H(Y, X)$ se cambian las variables en la definición de la expresión:

$$H(Y, X) = - \sum_y \sum_x p(y, x) \log(p(y, x))$$

Dado que $p(x, y)$ y $p(y, x)$ son las mismas, dado que representan la misma distribución de probabilidad conjunta, se puede resolver:

$$H(X, Y) = H(Y, X) \Leftrightarrow MI(X, Y) = MI(Y, X)$$

▼ Ejercicio 3

Demostrar $MI(X, Y) = S(X) + S(Y) - S(X, Y)$

Teniendo en cuenta la definición de información mutua entre X e Y , teniendo $x \in X, y \in Y$ y utilizando las propiedades de los logaritmos:

$$\begin{aligned} MI(X, Y) &= \sum_x \sum_y p(x, y) \log_2 \left(\frac{p(x, y)}{p(x)p(y)} \right) = \\ &= \sum_x \sum_y p(x, y) (\log_2 p(x, y) - \log_2 p(x) - \log_2 p(y)) = \\ &= \sum_x \sum_y p(x, y) \log_2 p(x, y) - \sum_x \sum_y p(x, y) \log_2 p(x) - \sum_x \sum_y p(x, y) \log_2 p(y) \end{aligned}$$

El primer sumatorio doble puede sustituirse por $-S(X, Y)$ dado que está definido en el ejercicio anterior y reordenando queda la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} MI(X, Y) &= -S(X, Y) - \sum_x \log_2 p(x) \sum_y p(x, y) - \sum_y \log_2 p(y) \sum_x p(x, y) = \\ &= -S(X, Y) - \sum_x p(x) \log_2(p(x)) - \sum_y p(y) \log_2(y) \end{aligned}$$

Usando las definiciones usadas en el ejercicio anterior para ambos sumatorios, se demuestra que:

$$MI(X, Y) = S(X) + S(Y) - S(X, Y)$$

▼ Ejercicio 4

Demostrar las siguientes igualdades:

$$1. S(X, Y) = S(X) + S(Y|X) = S(Y) + S(X|Y)$$

Lo primero vamos a definir los términos del enunciado:

- $S(X)$ es la entropía de la variable aleatoria X .
- $S(Y)$ es la entropía de la variable aleatoria Y .
- $S(X|Y)$ es la entropía condicional de X dado Y .
- $S(Y|X)$ es la entropía condicional de Y dado X .

Para demostrar la igualdad vamos a empezar con la entropía conjunta $S(X, Y)$ cuya definición es:

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

Donde $p(x, y)$ es la probabilidad conjunta de $X = x$ e $Y = y$.

Se puede expresar $p(x, y)$ en términos de $p(x)$ y $p(y|x)$ como:

$$p(x, y) = p(x) \cdot p(y|x)$$

Sustituyendo en la fórmula de entropía conjunta nos queda:

$$S(X, Y) = - \sum_{xy} p(x) \cdot p(y|x) \log(p(x) \cdot p(y|x))$$

Usando la propiedad de los logaritmos, llegamos a:

$$S(X, Y) = - \sum_{xy} p(x) \cdot p(y|x) (\log p(x) + \log p(y|x))$$

Reordenando la expresión anterior nos queda que:

$$S(X, Y) = - \sum_{xy} p(x) \cdot p(y|x) \log p(x) - \sum_{xy} p(x) \cdot p(y|x) \log p(y|x)$$

Puede notarse que el primer sumatorio es la definición de $S(X)$ y el segundo es la definición de $S(Y|X)$, por lo que:

$$S(X, Y) = S(X) + S(Y|X)$$

Ahora, para demostrar la igualdad $S(X, Y) = S(Y) + S(X|Y)$ se usa un razonamiento similar expresando $p(x, y)$ en términos de $p(y)$ y $p(x|y)$ donde se llega a la igualdad:

$$S(X, Y) = S(Y) + S(X|Y)$$

Por tanto, quedan demostradas las igualdades:

$$S(X, Y) = S(X) + S(Y|X) = S(Y) + S(X|Y)$$

$$2. MI(X, Y) = S(X) - S(X|Y) = S(Y) - S(Y|X)$$

La ecuación del enunciado se deriva de la definición de $MI(X, Y)$ y de la entropía condicional. Empezamos por usar la definición de $MI(x, Y)$ y de la entropía condicional. Primero, $MI(X, Y)$ se define como:

$$MI(X, Y) = S(X) + S(Y) - S(X, Y)$$

Reorganizando la expresión, se llega a:

$$S(X, Y) = S(X) + S(Y) - MI(X, Y)$$

La entropía condicional se define de la siguiente manera:

$$S(X|Y) = S(X, Y) - S(Y)$$

Sustituyendo la ecuación anterior, obtenemos la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} S(X|Y) &= S(X) + S(Y) - MI(X, Y) - S(Y) = \\ &= S(X) - MI(X, Y) \end{aligned}$$

De igual manera se llega a:

$$S(Y|X) = S(Y) - MI(X, Y)$$

Por tanto, queda demostrado que:

$$MI(X, Y) = S(X) - S(X|Y) = S(Y) - S(Y|X)$$

$$3. MI(X, X) = S(X)$$

Usando como base las igualdades del enunciado anterior, se obtiene la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} MI(X, X) &= S(X) - S(X|X) = \\ &= S(X) + \sum_x p(x) \sum_x p(x|x) \log_2 p(x|x) \end{aligned}$$

Dado que el segundo sumatorio es 0, se demuestra que:

$$MI(X, X) = S(X)$$

▼ Ejercicio 5

Demostrar que cuando $\Delta t \ll \frac{1}{r}$, $S(X) = Tr \log_2 \frac{e}{r\Delta t}$ donde $Tr = N$ (número de disparos en una secuencia de longitud T). Hay que tener en cuenta lo siguiente:

- T es el intervalo de tiempo.
- Δt es el tamaño de la ventana temporal para la cual se aplica un 1 si se detecta un spike y un 0 en el caso contrario.
- r es la tasa de aparición de un spike, tal que, $p = P(\text{spike}) = r\Delta t$ y $N = \frac{T}{\Delta t}$ número total de ventanas o codificaciones.
- $N_1 = pN$ es el número de 1's en T y $N_0 = (1 - p)N$ el número de 0's en T , de forma que $N = N_1 + N_0$.
- la entropía S se puede tomar como el logaritmo binario del número posible de eventos:

$$S = \log_2 \left(\frac{N!}{N_1! N_0!} \right)$$

Teniendo en cuenta que cuando $x \rightarrow \infty$ se tiene que:

$$\begin{aligned}
 S &\approx \frac{1}{\log 2} \left(\frac{N!}{N_1! N_0!} \right) = \\
 &= \frac{1}{\log 2} (\log(N!) - \log(N_1!) - \log(N_0!)) = \\
 &= \frac{1}{\log 2} (N \log(N) - N_1 \log(N_1) - N_0 \log(N_0) - N + N_1 + N_0) = \\
 &= \frac{1}{\log 2} ((N_1 + N_0) \log(N) - N_1 \log(N_1) - N_0 \log(N_0)) = \\
 &= \frac{1}{\log 2} (N_1 (\log(N) - \log(N_1)) + N_0 (\log(N) - \log(N_0))) = \\
 &= -\frac{N}{\log 2} \left(\frac{N_1}{N} \log\left(\frac{N_1}{N}\right) + \frac{N_0}{N} \log\left(\frac{N_0}{N}\right) \right) = \\
 &= -\frac{N}{\log 2} (p \log(p) + (1-p) \log(1-p)) = \\
 &= -\frac{T}{\Delta t \log 2} (r \Delta t \log(r \Delta t) + (1-r \Delta t) \log(1-r \Delta t))
 \end{aligned}$$

Si ahora simplificamos la expresión y tenemos en cuenta que la probabilidad de contar un spike es tal que $p = r \Delta t \ll 1$:

$$\begin{aligned}
 S &\approx \frac{1}{\log 2} (-Tr \log(r \Delta t) + Tr) = \\
 &= \frac{Tr}{\log 2} (1 - \log(r \Delta t)) = \\
 &= \frac{Tr}{\log 2} \log\left(\frac{e}{r \Delta t}\right) = \\
 &= Tr \log_2\left(\frac{e}{r \Delta t}\right)
 \end{aligned}$$

▼ Ejercicio 6

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

Con tres variables aleatorias X, Y, Z , el teorema de Bayes se puede escribir como:

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

Añadiendo logaritmos y esperanzas a ambos lados de la expresión anterior nos queda:

$$E[\log_2 p(x, y|z)] = E[\log_2 p(x|z)] + E[\log_2 p(y|x, z)]$$

La expresión anterior equivale por definición a la igualdad del enunciado:

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