

Masn2601

#1

a) Vrai

$$\begin{aligned}
 X &= X^T \rightarrow x_{ij} = x_{ji} \quad \text{symétrique} \\
 A &= \begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{1N} & \cdots & a_{NN} \end{pmatrix} \quad A^T = \begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{N1} & \cdots & a_{NN} \end{pmatrix} \\
 X &= A^T A = \begin{pmatrix} \sum_{j=1}^N a_{j1}^T a_{1j} & \cdots & \sum_{j=1}^N a_{j1}^T a_{Nj} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{j=1}^N a_{jN}^T a_{1j} & \cdots & \sum_{j=1}^N a_{jN}^T a_{Nj} \end{pmatrix} \\
 \sum_{j=1}^N a_{jN}^T a_{1j} &= \sum_{j=1}^N a_{j1}^T a_{Nj} \rightarrow x_{ij} = x_{ji} \rightarrow X = X^T
 \end{aligned}$$

b) Vrai

$$\begin{aligned}
 \alpha^T X^T X \alpha &= \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \alpha_j x_{ji} x_{ij} \alpha_i = \sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N \alpha_i^2 x_{ij}^2 \geq 0
 \end{aligned}$$

c) Faux, sauf cas particulier ou $\det(A) = 1 \rightarrow ab - cd = 1$

$$\begin{aligned}
 A &= \begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}, \quad \text{adj}(A) = \begin{pmatrix} d & -b \\ -c & a \end{pmatrix} \\
 A^{-1} &= \frac{1}{\det(A)} \text{adj}(A) = \frac{1}{\det(A)} \begin{pmatrix} d & -b \\ -c & a \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

Donc le numéro est faux dans un cas général et vrai dans le cas où le $\det(A)$ est 1

d) Faux

$$\begin{aligned}
 A^{-1} &\neq \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} \end{pmatrix} \\
 A^{-1} &= \left(\begin{array}{ccc|ccc} 2 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right)
 \end{aligned}$$

$$A^{-1} = \left(\begin{array}{ccc|ccc} 1 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & -\frac{1}{2} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \frac{1}{3} \end{array} \right)$$

$$A^{-1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & -\frac{1}{2} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} \end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$$

#2

- a) Calculez l'entropie d'une variable aléatoire uniforme discrète X prenant des valeurs dans $\{1, 2, \dots, m\}$.

$$P(x) = \frac{1}{m}$$

$$H(X) = - \sum_x^m \frac{1}{m} \log\left(\frac{1}{m}\right) = -m \left(\frac{1}{m} \log\left(\frac{1}{m}\right) \right)$$

$$= -\log\left(\frac{1}{m}\right) = \log(m)$$

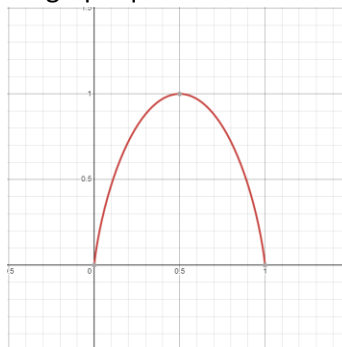
- b) Calculez l'entropie d'une variable aléatoire de Bernoulli X avec le paramètre ϕ . Rappelons que si $X \sim \text{Bernoulli}(\phi)$ alors $p(x) = \phi^x (1 - \phi)^{1-x}$, $x = 0, 1$.

$$P(X) = \phi^x (1 - \phi)^{1-x}$$

$$H(X) = - \sum_{x=0}^1 \phi^x (1 - \phi)^{1-x} \log(\phi^x (1 - \phi)^{1-x}), \quad \phi = [0, 1]$$

$$= -[(1 - \phi) \log(1 - \phi) + \phi \log(\phi)]$$

- c) Puisque ϕ va de 0 à 1 et que l'entropie va de 0 à 1 on observe 0 à 0 et 1 à 0.5. Le maximum est donc à 0.5. On pourrait utiliser le dérivé à 0 pour obtenir cette valeur mais puisque ce n'est pas spécifier j'ai utilisé une méthode graphique.



d) X et Y indépendants $p(x,y) = p(x)p(y)$

$$\begin{aligned}
 H(X,Y) &= - \sum_x \sum_y p(x,y) \log(p(x,y)) \\
 &= - \sum_x \sum_y p(x)p(y) \log(p(x)p(y)) \\
 &= - \sum_x \sum_y p(x)p(y) (\log(p(x)) + \log(p(y))) \\
 &= - \sum_x p(x) \log(p(x)) \sum_y p(y) - \sum_y p(y) \log(p(y)) \sum_x p(x) \\
 &= - \sum_x p(x) \log(p(x)) * 1 - \sum_y p(y) \log(p(y)) * 1 \\
 &= H(X) + H(Y)
 \end{aligned}$$

#3

a)

$$\begin{aligned}
 E(Y) &= \sum_{i=1}^m y^{(i)} \phi^{y^{(i)}} (1-\phi)^{1-y^{(i)}} \\
 VAR(Y) &= \frac{\sum_{i=1}^m (y^i - E(y))^2}{m}
 \end{aligned}$$

b) Calculer l'estimateur de maximum de vraisemblance de ϕ

$$\begin{aligned}
 l(\phi) &= \log \left(\prod_{i=1}^m p(y^i) \right) = \log \left(\prod_{i=1}^m \phi^{y^{(i)}} (1-\phi)^{1-y^{(i)}} \right) \\
 &= \sum_{i=1}^m \log(\phi)^{y^i} + \log(1-\phi)^{1-y^i} = \sum_{i=1}^m y^i \log(\phi) + (1-y^i) \log(1-\phi)
 \end{aligned}$$

Afin d'obtenir la plus petite valeur de loss selon la fonction $l(\phi)$ on cherche ϕ lorsque la dérivée est à 0

$$\begin{aligned}
 \frac{d}{d\phi} \sum_{i=1}^m y^i \log(\phi) + (1-y^i) \log(1-\phi) &= 0 \\
 \phi &= \arg \min_{\phi} \sum_{i=1}^m \frac{y^i}{\phi \ln 2} + \frac{1-y^i}{1-\phi \ln 2} \\
 \phi &= 0.5
 \end{aligned}$$

#4

a) On cherche à démontrer que $d/dx(\sigma(x)) = \sigma(x) * (1 - \sigma(x))$

$$\begin{aligned}
 \frac{d}{dx} \sigma(x) &= \frac{d}{dx} \frac{1}{1+e^{-x}} = \frac{d}{dx} (1+e^{-x})^{-1} \\
 &= - \frac{1}{(1+e^{-x})^2} \frac{d}{dx} (1+e^{-x}) = - \frac{1}{(1+e^{-x})^2} (-e^{-x}) \\
 &= \frac{1}{1+e^{-x}} * \frac{e^{-x}}{1+e^{-x}} = \frac{1}{1+e^{-x}} * \frac{1+e^{-x}-1}{1+e^{-x}} = \frac{1}{1+e^{-x}} * \frac{1+e^{-x}}{1+e^{-x}} - \frac{1}{1+e^{-x}}
 \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{1+e^{-x}} * \frac{1+e^{-x}}{1+e^{-x}} - \frac{1}{1+e^{-x}} = \sigma(x)(1-\sigma(x))$$

- b) Soient $x = (x_1, x_2)^T \in \mathbb{R}^2$, $w = (w_1, w_2)^T \in \mathbb{R}^2$ et $g(x) = x^T w = x \cdot w$. Montrez que le gradient $\nabla_x g(x) = w$, ou $\nabla_x g(x) = (\partial g(x)/\partial x_1, \partial g(x)/\partial x_2)^T$

$$g(x) = x_1 w_1 + x_2 w_2$$

$$\nabla_x g(x) = \left(\frac{\partial g(x)}{\partial x_1}, \frac{\partial g(x)}{\partial x_2} \right), \quad \frac{\partial g(x)}{\partial x_1} = w_1, \quad \frac{\partial g(x)}{\partial x_2} = w_2$$

$$\nabla_x g(x) = (w_1, w_2)^T = w$$

- c) Soient $x = (x_1, x_2)^T \in \mathbb{R}^2$, $A = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 2 & 1 \end{pmatrix}$, et $Q(x) = x^T A x$. Calculez $\nabla_x Q(x)$ et comparez-le à $(A + A^T)x$.

$$Q(x) = (x_1 a_{11} + x_2 a_{12}, x_1 a_{21} + x_2 a_{22})(x_1, x_2)^T = x_1^2 + 3x_1 x_2 + x_2^2$$

$$(A + A^T)x = \begin{pmatrix} 2 & 3 \\ 3 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} = (2x_1 + 3x_2, 3x_1 + 2x_2)$$

$$\nabla_x g(x) = \left(\frac{\partial g(x)}{\partial x_1}, \frac{\partial g(x)}{\partial x_2} \right) = (2x_1 + 3x_2, 3x_1 + 2x_2)$$

$$\nabla_x g(x) = (A + A^T)x$$

- d) En utilisant le résultat de (c) déduisez $\nabla_x \|x\|_2^2$, ou $\|x\|_2^2 = x^T x = x \cdot x$

$$\|x\|_2^2 = (x_1^2 + x_2^2)$$

$$\nabla_x \|x\|_2^2 = (2x_1, 2x_2)$$