## Proba y Machine Learning 2024

MW

# Contents

Chapter 1	Soluciones	Dago 2
Chapter 1	Soluciones	Page 2

### Chapter 1

## **Soluciones**

#### Ejercicio

1) Sea  $X \sim N(0,1)$ . Probar que para todo a < 1 existe  $C_a < \infty$  tal que para todo x > 0,

$$P(X>x) \leq C_a \frac{e^{-ax^2/2}}{\sqrt{2\pi}}$$

Se puede probar mas aun, de hecho

$$P(X > x) \le \frac{1}{x} \frac{e^{-x^2/2}}{\sqrt{2\pi}}.$$

Solucion ejercicio 1:

$$\begin{split} P(X>x) &= \int_{x}^{+\infty} e^{-t^{2}/2} dt \leq \int_{x}^{+\infty} (1+t^{-2}) e^{-t^{2}/2} dt \\ &\int_{x}^{+\infty} (1+t^{-2}) e^{-t^{2}/2} dt = \int_{x}^{+\infty} e^{-t^{2}/2} dt - \left[ t^{-1} e^{-t^{2}/2} \right]_{x}^{+\infty} - \int_{x}^{+\infty} e^{-t^{2}/2} dt = \frac{e^{-x^{2}/2}}{x} \end{split}$$

Se puede ver que  $\frac{e^{-x^2/2}}{x} \le \frac{e^{-ax^2/2}}{x}, a < 1$ . Entonces:

$$P(X > x) \le \frac{e^{-ax^2/2}}{x}$$

Si  $x > \sqrt{2\pi}$ , esta claro que la desigualdad vale para  $C_a \ge 1$ . Si  $x \in I = [0, \sqrt{2\pi}]$ , habria que buscar  $C_a$  tal que la desigualdad valga para todos los x en este intervalo. Para hallarlo, calculamos arg  $\min_{x \in I} \frac{e^{-ax^2/2}}{\sqrt{2\pi}}$ :

$$\arg\min_{x\in I}\frac{e^{-ax^2/2}}{\sqrt{2\pi}}=\sqrt{2\pi}$$

Sabiendo que P(X > x) vale a lo sumo  $\frac{1}{2}$ , entonces:

$$\frac{1}{2} \le C_a \frac{e^{-a(\sqrt{2\pi})^2/2}}{\sqrt{2\pi}}$$

$$C_a \ge \frac{\sqrt{2\pi}}{2} e^{-a(\sqrt{2\pi})^2/2}$$

Concluimos que con  $C_a = \max\{1, \frac{\sqrt{2\pi}}{2}e^{-a(\sqrt{2\pi})^2/2}\}$  se satisface la cota pedida.

#### Ejercicio

2) Calcular

a) 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} dx$$

a) 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} dx$$
b) 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x_1^2 + \dots + x_n^2}{2}} dx$$

#### Solucion ejercicio 2:

a)

$$\left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} dx\right)^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} e^{-y^2/2} dx dy$$

Usamos coordenadas polares:

$$\int_0^{+\infty} \int_0^{2\pi} r e^{-r^2/2} d\theta dr$$
$$2\pi \int_0^{+\infty} r e^{-r^2/2} dr = 2\pi$$

**Entonces:** 

$$\left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} dx\right)^2 = 2\pi \implies \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2/2} dx = \sqrt{2\pi}$$

#### Ejercicio

- 4) Sean  $X_1, \ldots, X_n$  iid con distribucion Normal estandar.
- a) Hallar la distribucion de  $X_1^2$ b) Hallar la distribucion de  $X_1^2+\ldots+X_n^2$

#### Solucion ejercicio 4:

$$P(X_1^2 < t) = P(|X_1| < \sqrt{t}) = P(-\sqrt{t} < X_1, X_1 < \sqrt{t})$$

Si llamamos  $\varphi$  a la funcion de densidad de  $X_1$ , entonces:

$$P(X_1^2 < t) = \int_{-\sqrt{t}}^{\sqrt{t}} \varphi(x) dx = 2 \int_0^{\sqrt{t}} \varphi(x) dx$$

Denotemos a la funcion de distribucion acumulada con  $\Phi$ :

$$P(X_1^2 < t) = 2\Phi(\sqrt{t}) - 1$$

Entonces:

$$f_{X_1^2}(t) = \frac{\varphi(\sqrt{t})}{\sqrt{t}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}}e^{-t/2}$$

Esta distribucion es Gama  $\Gamma(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ 

☺

#### Ejercicio

5) Sea  $f:[0,1] \to \mathbb{R}$ una funcion continua. Probar que

$$\lim_{d \to \infty} \int_0^1 \int_0^1 \cdots \int_0^1 f(\frac{x_1 + \ldots + x_d}{d}) dx_1 dx_2 \dots dx_d = f(\frac{1}{2})$$

#### Solucion ejercicio 5:

Empecemos reescribiendo la expresion a calcular. Tenemos:

$$\lim_{d\to\infty}\int_{[0,1]^d}f(\frac{x_1+\ldots+x_d}{d})dx$$

Defino  $\Omega = ([0,1], \mathcal{B}([0,1]), \mathcal{L}([0,1]))$  espacio de probabilidad, y  $(X_i)_{1 \le i \le d}$  independientes tal que  $X_i(w) : [0,1] \to [0,1]$  es una funcion biyectiva. Notar que

$$E[X_i] = \frac{1}{2}, \forall 1 \le i \le d,$$

y que, por LGN,  $\exists D \subset \Omega : \mu(D) = 1$ ,  $\overline{X_d(D)} \to \frac{1}{2}$ . Ademas, como  $|[0,1]| = |[0,1]^d| = |[0,1]^N|$ , sabemos que existe  $g:[0,1] \to [0,1]^d$  biyectiva. Entonces:

$$\lim_{d \to \infty} \int_{[0,1]^d} f(\frac{x_1 + \dots + x_d}{d}) dx = \lim_{d \to \infty} \int_{[0,1]} f(\overline{X_d}) 1_D$$

Intercambios integral y limite:

$$\int_{[0,1]} \lim_{d \to \infty} f(\overline{X_d}) 1_D = \int_{[0,1]} f(\frac{1}{2}) = f(\frac{1}{2})$$

#### Ejercicio

6) Sean X e Y variables aleatorias independientes con distribucion exponencial de parametro  $\lambda$ . Hallar la distribucion de Z = X + Y y  $W = \min\{X, Y\}$ 

#### Solucion ejercicio 6:

Buscamos primero la distribucion de Z:

$$\varphi_{X+Y}(t) = \varphi_X(t)\varphi_Y(t) = \frac{\lambda^2}{(\lambda - it)^2} = \frac{1}{(1 - \frac{it}{\lambda})^2} = \varphi_Z(t),$$

donde  $Z \sim \Gamma(2, \lambda)$ .

Ahora buscamos  $W = \min\{X, Y\}$ :

$$P(W < t) = 1 - P(W > t) = 1 - (1 - P(X < t))^2 = 1 - e^{-2\lambda t}$$

Por lo tanto,  $W \sim \mathcal{E}(2\lambda)$ .

☺

#### **Ejercicio**

- 8) Una funcion suave  $\phi: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  se dice convexa si  $\phi''(x) \ge 0, \forall x \in \mathbb{R}$ .
- a) Probar que si  $\phi$  es convexa, entonces

$$\phi(y) \ge \phi(x) + \phi'(x)(y - x), \forall x, y \in \mathbb{R}.$$

b) Probar que

$$\phi(\frac{x+y}{2}) \le \frac{1}{2}\phi(x) + \frac{1}{2}\phi(y), \forall x, y \in \mathbb{R}.$$

Antes de pasar a la resolucion del problema, demuestro la siguiente prop que voy a usar para el item b:

#### Claim 1.0.1

Sea  $\phi: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  una funcion suave, y  $x, y \in R: y > x$ . Si  $\frac{\phi(\frac{x+y}{2}) - \phi(x)}{\frac{y}{2} - \frac{x}{2}} > \frac{\phi(y) - \phi(x)}{y-x}$ , entonces hay un intervalo  $I \subset [x,y]$  donde  $\phi'$  decrece.

Demostracion: Se puede deducir que bajo estas hipotesis

$$\frac{\phi(y) - \phi(\frac{x}{2})}{y - \frac{x}{2}} < \frac{\phi(\frac{x+y}{2}) - \phi(x)}{\frac{y}{2} - \frac{x}{2}}.$$

Ademas, por el Teorema del Valor Medio,  $\exists c \in [x, \frac{x+y}{2}]/\phi'(c) = \frac{\phi(\frac{x+y}{2})-\phi(x)}{\frac{y}{2}-\frac{x}{2}}, \ y \ \exists c' \in [\frac{x+y}{2}, y]/\phi'(c') = \frac{\phi(y)-\phi(\frac{x+y}{2})}{y-\frac{x+y}{2}}.$  Entonces,

$$\phi'(c) > \phi'(c'), c < c',$$

☺

lo que demuestra la prop.

Solucion ejercicio 8:

a)

Consideremos el desarrollo de Taylor de orden 2 de  $\phi(y)$  centrado en x:

$$\phi(y) = \phi(x) + \phi'(x)(y - x) + \frac{\phi''(x)}{2}(\eta)^2,$$

donde  $\eta$  es el error. Sabiendo que  $\phi''(x) > 0$ , entonces:

$$\phi(x) + \phi'(x)(y - x) + \frac{\phi''(x)}{2}(\eta)^2 \ge \phi(x) + \phi'(x)(y - x)$$

Por lo tanto:

$$\phi(y) \ge \phi(x) + \phi'(x)(y - x)$$

b)

Lo encaramos por absurdo: suponemos que  $\phi(\frac{x+y}{2}) > \frac{1}{2}\phi(x) + \frac{1}{2}\phi(y)$ , y usamos el resultado del item a.

$$\phi(\frac{x+y}{2}) > \frac{1}{2}\phi(x) + \frac{1}{2}\phi(y) = \phi(x) + \frac{\phi(y) - \phi(x)}{y - x} \frac{y - x}{2}$$

$$\frac{\phi(\frac{x+y}{2}) - \phi(x)}{\frac{y-x}{2}} > \frac{\phi(y) - \phi(x)}{y-x}$$

Por la prop enunciada, sabemos que  $\exists c, c': c < c', \phi'(c) > \phi'(c')$ , pero  $\phi'$  es monotona creciente dado que  $\phi$  convexa. Por lo tanto, llegamos a un absurdo.