

---

# PROBABILIDAD I

---

Segundo del Grado en Matemáticas

**Hugo Marquerie**

Profesor: Pablo Fernández Gallardo

Facultad de Ciencias - Universidad Autónoma de Madrid

Segundo cuatrimestre 2023 - 2024

1 de Febrero, 2024

# 1 Tema 1: Sucesos y probabilidades

## 1.1 Formalizando

**Definición 1.1 (Espacio muestral).** En un experimento aleatorio, el espacio muestral es el conjunto (no vacío) de sus posibles resultados y se denota por  $\Omega$ . Puede ser:

1. Finito:  $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_N\}$
2. Infinito numerable:  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots\}$
3. Infinito no numerable, ej.:  $\Omega = [0, 1) \vee \Omega = \mathcal{P}([0, 1))$

**Definición 1.2 (Espacio de sucesos por Kolmogórov).** Dado el espacio muestral  $\Omega$  de un experimento aleatorio,  $\mathcal{F} \subset \mathcal{P}(\Omega)$  es su espacio de sucesos

$$\iff (\mathcal{F} \neq \emptyset) \wedge (A \in \mathcal{F} \implies A^C \in \mathcal{F}) \wedge \left( A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F} \implies \bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \in \mathcal{F} \right)$$

**Observación 1.1.** De la definición se deduce:

$$\bullet \phi \in \mathcal{F} \wedge \Omega \in \mathcal{F} \quad \bullet A_1, \dots, A_n \in \mathcal{F} \implies \bigcup_{j=1}^n A_j \in \mathcal{F} \quad \bullet \forall A, B \in \mathcal{F} \implies A \cap B \in \mathcal{F}$$

**Definición 1.3 (Función o medida de probabilidad).** Dado espacio muestral ( $\Omega$ ) y de sucesos ( $\mathcal{F}$ ) de un experimento aleatorio, la aplicación  $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$  es una medida de probabilidad

$$\iff (P(\Omega) = 1) \wedge \left[ P\left(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j\right) = \sum_{j=1}^{\infty} P(A_j) \iff A_i \cap A_j = \emptyset \text{ cuando } i \neq j \right]$$

**Proposición 1.1.** De la definición se deduce:

1.  $P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right) = \sum_{j=1}^n P(A_j)$
2.  $P(A^C) = 1 - P(A)$
3.  $P(\emptyset) = 0$
4.  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
5.  $A \subseteq B \implies P(A) \leq P(B)$

**Ejemplo 1.1.** En un experimento aleatorio con espacio muestral finito, tomamos

$\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_N\} \wedge \mathcal{F} = \mathcal{P} \rightarrow 2^N$ . Asignamos  $P(\{\omega_j\}) = p_j \wedge j = 1, \dots, N$  tales que  $p_j \geq 0 \wedge \sum_{j=1}^N p_j = 1$ . Entonces,  $\forall A \in \mathcal{F} : P(A) = \sum_{\omega \in A} P(\omega)$

**Caso particular:**  $\forall j \in \mathbb{N}_N : p_j = \frac{1}{N} \implies \forall A \in \mathcal{F} : P(A) = \frac{|A|}{N} = \frac{\text{“Casos favorables”}}{\text{“Total de casos”}}$

**Ejemplos varios:**

1. (Muy tonto)  $\Omega \neq \phi$ , tomas  $A \subset \Omega : A \neq \phi, \Omega$ .

Dato  $p \in (0, 1)$ .  $\mathcal{F} = \{\phi, A, A^c, \Omega\}$  con  $P(A) = p$ .

2. (Bastante general)  $(\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_N\} \implies |\Omega| = N) \wedge (\mathcal{F} = P(\Omega) \rightarrow |\mathcal{F}| = 2^N)$ .

Dato:  $p_1, \dots, p_N \geq 0 \implies \sum_{j=1}^N p_j = 1$ . Asignamos  $\forall j \in \mathbb{N}_N : p_j := P(\{\omega_j\})$ .

Definimos  $\forall A \subset \Omega : P(A) = \sum_{\omega \in A} P(\omega)$ .

3. Lanzas  $n$  veces una moneda. Dato:  $p \in (0, 1)$ .

$$\implies \Omega = \{111 \dots 1, \dots, 000 \dots 0\} \wedge |\Omega| = 2^N \wedge \text{escogemos } \mathcal{F} = P(\Omega)$$

$$\implies \forall \omega \in \Omega : P(\omega) = p^{\#\text{unos de } \omega} (1-p)^{\#\text{ceros de } \omega}$$

Comprobamos:

$$\begin{aligned} \sum_{\omega \in \Omega} P(\omega) &= \sum_{k=0}^n \left( \sum_{\substack{\omega \in \Omega \\ \#\text{0s de } \omega = k}} P(\omega) \right) = \sum_{k=0}^n p^k (1-p)^{n-k} (|\{\omega \in \Omega : \#\text{1s de } \omega = k\}|) \\ &= \sum_{k=0}^n p^k (1-p)^{n-k} \binom{n}{k} = (p + 1 - p)^n = 1 \end{aligned}$$

4. Lanzamos moneda hasta que sale una cara. Dato  $p \in (0, 1)$ .

$$\implies \Omega = \{C, XC, XXC, \dots\} \wedge \text{escogemos } \mathcal{F} = P(\Omega)$$

$$P(C) =: p \implies P(XC) = p(1-p) \wedge P(XXC) = p(1-p)^2 \wedge \dots$$

$$\text{Comprobamos: } \sum_{j=1}^{\infty} p(1-p)^{j-1} = p \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^k = p \frac{1}{1-(1-p)} = 1$$

**1.2 Probabilidad condicionada y total, independencia y Bayes**

Tienes  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  y un suceso  $A \in \mathcal{F} \rightarrow P(A)$ . Llega “nueva información”: ha ocurrido el suceso  $B \in \mathcal{F} \rightarrow$  ¿Debo reasignar la probabilidad de  $A$ ?

**Ejemplo 1.2 (Dependencia).** Lanzas 10 veces una moneda (regular).

$$A = \{\text{salen 6 caras}\} \implies P(A) = \frac{\binom{10}{6}}{2^{10}} \approx 20.51\%$$

$$B = \{\text{sale C en 1}^{\text{o}}\} \implies P(A) \text{ sube a } \frac{\binom{9}{5}}{2^9}$$

**Definición 1.4.** Sea  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad y los sucesos  $A, B \in \mathcal{F} : P(B) > 0$ ,  $P(A|B)$  es la probabilidad de  $A$  condicionada a  $B$

$$\Longleftrightarrow P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

**Observación 1.2.** En general,  $P(A|B) \neq P(B|A)$

**Proposición 1.2** (Cálculo de  $P(A|B)$  para cada  $A \in \mathcal{F}$ ). Sea  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad y  $B \in \mathcal{F}$  un suceso con  $P(B) > 0$

$\implies (\Omega, \mathcal{F}, Q_B)$ , con  $Q_B: \mathcal{F} \longrightarrow [0, 1] : Q_B(A) = P(A|B)$ , es un espacio de probabilidad

**Demostración.** Basta ver que  $Q_B$  es una función de probabilidad.

$$\left( Q_B(A) = P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \in [0, 1] \right) \wedge \left( Q_B(\Omega) = \frac{P(\Omega \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1 \right)$$

Sean  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$  disjuntos dos a dos.

$$\begin{aligned} \implies Q_B \left( \bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \right) &= P \left( \bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \mid B \right) = \frac{P \left( \bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \cap B \right)}{P(B)} \\ &= \frac{1}{P(B)} P \left( \bigcup_{j=1}^{\infty} (A_j \cap B) \right) = \frac{1}{P(B)} \sum_{j=1}^{\infty} P(A_j \cap B) = \sum_{j=1}^{\infty} Q_B(A_j) \end{aligned}$$

■

**Definición 1.5 (Independencia).** Sean  $A, B \in \mathcal{F}$  dos sucesos con  $P(A), P(B) \geq 0$  son independientes

$$\Longleftrightarrow P(A|B) = P(A) \wedge P(B|A) = P(B) \text{ (para entender)}$$

$$\Longleftrightarrow P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) \text{ (la adecuada)}$$

•  $A, B$  disjuntos  $\implies$  no independientes.

•  $A_1, \dots, A_N \in \mathcal{F}$  independientes  $\Longleftrightarrow \forall J \subset \mathbb{N}_N : P \left( \bigcap_{j \in J} A_j \right) = \prod_{j \in J} P(A_j)$

$$\Longleftrightarrow P \left( \overline{A_1} \cap \dots \cap \overline{A_N} \right) = \prod_{i=1}^N P \left( \overline{A_i} \right) \text{ donde } \overline{A_i} = A_i, (A_i)^c$$

**Ejercicio 1.2.1.** Encontrar un espacio de probabilidad en el que haya un conjunto de sucesos independientes dos a dos pero no completamente independientes.

$$\text{SOL: } \Omega = \{1, 2, 3, 4\} \wedge A = \{1, 2\} \wedge B = \{2, 3\} \wedge C = \{1, 3\}$$

**Proposición 1.3** (Regla de Bayes). Sean  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad y  $A, B \in \mathcal{F}$  sucesos con  $P(A), P(B) > 0$

$$\implies P(A|B) = P(B|A) \cdot \frac{P(A)}{P(B)}$$

**Demostración.**

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \wedge P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

$$\implies P(A|B) \cdot P(B) = P(A \cap B) = P(B|A) \cdot P(A) \implies P(A|B) = P(B|A) \cdot \frac{P(A)}{P(B)}$$

■

07/02/2024

### 1.2.1 Probabilidad total

**Proposición 1.4.** Sean  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad y  $\{B_1, B_2, \dots\}$  una partición de  $\Omega : (\forall i, j : i \neq j : B_i \cap B_j = \emptyset) \wedge \left( \bigcup_{j=1}^{\infty} B_j = \Omega \right)$

$$\implies \forall A \in \mathcal{F} : P(A) = P\left(\bigcup_{j=1}^{\infty} (A \cap B_j)\right) = \sum_{j=1}^{\infty} P(A \cap B_j) = \sum_{j=1}^{\infty} P(A|B_j) \cdot P(B_j)$$

$$\implies \forall A \in \mathcal{F} : \boxed{P(A) = \sum_{j=1}^{\infty} P(A|B_j) \cdot P(B_j)}$$

■

**Ejemplo 1.3.** Sean  $U_1 = \{10b, 3n\} \wedge U_2 = \{5b, 5n\} \wedge U_3 = \{2b, 6n\}$  tres urnas con bolas blancas ( $b$ ) y negras ( $n$ ). Procedimiento:

1. Sorteamos una urna  $P(U_1) = \frac{1}{4} \wedge P(U_2) = \frac{1}{4} \wedge P(U_3) = \frac{1}{2}$
2. Sacamos bola de la urna seleccionada.

¿Cuál es la probabilidad de que sea blanca?

$$P(b) = P(b|U_1)P(U_1) + P(b|U_2)P(U_2) + P(b|U_3)P(U_3)$$

**Ejemplo 1.4 (Peso de la evidencia).** Sean  $U_1 = \{80\% b, 20\% n\} \wedge U_2 = \{20\% b, 80\% n\}$  dos urnas con bolas blancas ( $b$ ) y negras ( $n$ ). Procedimiento:

1. Sorteamos la urna con  $1/2$  y  $1/2$  de probabilidad.
2. Sacamos 10 bolas (con reemplazamiento).

Observamos la evidencia:  $bb \dots nb$  ¿qué urna se usó?

$$P(U_1|5b5n) = P(5b5n|U_1) \frac{P(U_1)}{P(5b5n)} = \frac{P(5b5n|U_1)P(U_1)}{P(5b5n|U_1)P(U_1) + P(5b5n|U_2)P(U_2)}$$

$$\implies P(5b5n|U_1) = \binom{10}{5} 0.8^5 0.2^5 = P(5b5n|U_2) \implies P(U_1|5b5n) = \frac{1}{2}$$

Este es el resultado que esperábamos, prestemos atención a otro caso más contraintuitivo.

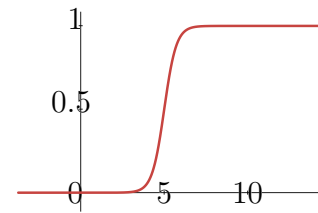
$$P(U_1|6b4n) = \frac{P(6b4n|U_1)P(U_1)}{P(6b4n|U_1)P(U_1) + P(6b4n|U_2)P(U_2)}$$

$$= \frac{\binom{10}{6} 0.8^6 0.2^4 \cdot 1/2}{\binom{10}{6} 0.8^6 0.2^4 \cdot 1/2 + \binom{10}{6} 0.8^4 0.2^6 \cdot 1/2} \approx 90\%$$

Si dibujamos la gráfica de la función

$$f(x) = P(U_1|xb(10-x)n)$$

podemos ver que el cambio es muy brusco. Es decir, una pequeña diferencia en la evidencia puede cambiar mucho la probabilidad de que se haya usado una urna u otra.

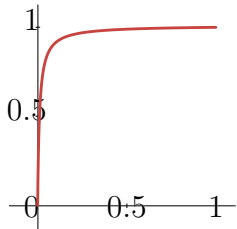


**Ejemplo 1.5 (Falsos positivos/negativos).** Hay una enfermedad ( $E \vee S$ ) y hay una prueba para detectar ( $+ \vee -$ ). Datos:  $P(+|E) = 95\% \wedge P(-|S) = 99\%$ .

Te haces la prueba y sale +:

$$P(E|+) = P(+|E) \frac{P(E)}{P(+)} = \frac{P(+|E)P(E)}{P(+|E)P(E) + P(+|S)P(S)}$$

Conozco todas estas probabilidades excepto  $p := P(E) \implies P(S) = 1 - p$ .



Si definimos  $f(p) := P(E|+)$

$$\implies \{f(0.5) = 98.95\% \wedge f(1/100) = 48.97\% \wedge f(1/1000) = 8.68\%\}$$

Es decir, si la incidencia es muy baja, no tiene sentido hacer pruebas masivamente porque la mayoría de positivos serán falsos.

08/02/2024

**Ejemplo 1.6 (Sobre independencia).**  $(\Omega, \mathcal{F}, P) \wedge A_1, \dots, A_n$  sucesos independientes tal

que  $\forall j \in \mathbb{N}_n : P(A_j) = \frac{1}{n}$ . ¿Qué sabemos sobre  $P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right)$ ?

$$\text{En general, sabemos que } \frac{1}{n} \leq P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right) \leq \sum_{j=1}^n P(A_j) \leq 1$$

$$n = 2: P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 3/4$$

$$n = 3: P(A \cup B \cup C) = \binom{3}{1} \frac{1}{3} - \binom{3}{2} \frac{1}{3^2} + \binom{3}{3} \frac{1}{3^3} = 19/27$$

$$\begin{aligned}
n \text{ general: } P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right) &= \sum_{j=1}^n P(A_j) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i \cap A_j) + \cdots \text{ (Inclusión exclusión)} \\
\Rightarrow P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right) &= \binom{n}{1} \frac{1}{n} - \binom{n}{2} \frac{1}{n^2} + \binom{n}{3} \frac{1}{n^3} + \cdots = \sum_{j=1}^n \binom{n}{j} \frac{1}{n^j} (-1)^{j+1} \\
\Rightarrow P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right) &= 1 - \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} \left(\frac{-1}{n}\right)^j = 1 - \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - \frac{1}{e}
\end{aligned}$$

### 1.2.2 Continuidad de la probabilidad: detalle técnico

**Proposición 1.5.** Sean  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidades y  $A_1, \dots : A_1 \subset A_2 \subset \dots$  una sucesión creciente de conjuntos

$$\Rightarrow P\left(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$$

**Demostración.** Se trata de describir  $\bigcup_{j=1}^n A_j$  como la unión de conjuntos disjuntos.

$$\begin{aligned}
P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right) &= P\left(A_1 \cup \bigcup_{j=1}^{n-1} (A_{j+1} \setminus A_j)\right) = P(A_1) + \sum_{j=1}^{n-1} (P(A_{j+1}) - P(A_j)) = P(A_n) \\
\Rightarrow P\left(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j\right) &= P(A_1) + \sum_{j=1}^{\infty} (P(A_{j+1}) - P(A_j)) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)
\end{aligned}$$

■

**Proposición 1.6.** Si la sucesión  $A_1, \dots$  es decreciente  $\Rightarrow P\left(\bigcap_{j=1}^{\infty} A_j\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$

**Teorema 1.1** (Continuidad de la probabilidad). En el espacio de probabilidades  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sea  $A_1, A_2, \dots$  una sucesión :  $\forall j \in \mathbb{N} : A_j \in \mathcal{F}$

$$\Rightarrow P\left(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right)$$

**Demostración.** Definimos  $B_i := \bigcup_{j=1}^i A_j \Rightarrow \bigcup_{j=1}^{\infty} A_j = \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i$  ( $B_i$ ) es creciente.

$$\Rightarrow P\left(\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j\right) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n) = P\left(\bigcup_{j=1}^n A_j\right)$$

■

## 2 Tema 2: Variables aleatorias discretas

**Definición 2.1.** Sea  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidades,  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  es una variable aleatoria discreta\* (v.a.d.)

$$\iff (1) X(\Omega) \text{ es numerable}^* \wedge (2) \forall x \in \mathbb{R} : \{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\} \in \mathcal{F}$$

En realidad, solo interesa (2) cuando  $x = x_j$

**Definición 2.2.** Sea  $X$  una v.a.d. en  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ ,  $p_X: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  es su función de masa

$$\iff x \mapsto p_X(x) = P(X = x) := P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x\})$$

Vemos que

$$\sum_{j \geq 1} p_X(x_j) = \sum_{j \geq 1} P(X = x_j) = \sum_{j \geq 1} P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x_j\}) = P\left(\bigcup_{\omega \in \Omega} \{\omega\}\right) = P(\Omega) = 1$$

Lo relevante es el conjunto de posibles valores de  $X$  ( $\{x_1, x_2, \dots\}$ ) numerable y el conjunto (también numerable) de probabilidades  $\{p_1, p_2, \dots\}$  donde

$$\left(\forall j \geq 1 : p_j = P(x = x_j) \wedge p_j \geq 0\right) \wedge \sum_{j \geq 1} p_j = 1$$

**Teorema 2.1.** Sea  $S = \{x_1, x_2, \dots, x_j\}$  un conjunto y  $(\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_j)$  una lista tal que

$$\forall i \leq j : \Pi_i \geq 0 \wedge \sum_{j \geq 1} \Pi_j = 1$$

$$\implies \exists(\Omega, \mathcal{F}, P) \wedge X \text{ v.a.d.} : (\forall x \notin S : p_X(x) = 0) \wedge p_X(x_i) = \Pi_i$$

**Demostración.** Fijamos  $\Omega = S$  y  $\mathcal{F} = \mathcal{P}(S)$ .

$$A \in \mathcal{F} \implies P(A) = \sum_{j: x_j \in A} \Pi_j \wedge X(x_j) = x_j$$

■

**Ejemplo 2.1 (Diferentes modelos de distribución de probabilidad).**

1.  $X$  sigue una distribución **uniforme** en  $\{1, \dots, N\}$ ,  $N \geq 2$  ( $X \sim \text{UNIF}(N)$ ).

$$\iff S = \{1, \dots, N\} \wedge \Pi_j = 1/N, \dots, 1/N$$

Se usa para modelizar un lanzamiento de un dado regular de  $N$  caras.

2.  $X$  sigue una distribución de **Bernoulli** con parámetro  $p$  ( $X \sim \text{BER}(p)$ )

$$\iff \begin{cases} p_X(x) = 0 \iff x \neq 0, 1 \\ p_X(1) = p \wedge p_X(0) = 1 - p \end{cases} \iff \begin{cases} P(X = 1) = p \\ P(X = 0) = 1 - p \end{cases}$$



donde 1 es éxito y 0 fracaso. Se usa para modelizar el resultado de un experimento con dos posibles resultados, i.e. una moneda no necesariamente regular.

13/02/2024

3.  $X$  sigue una distribución **binomial** de parámetros  $n \geq 1 \wedge p \in (0, 1)$  ( $X \sim \text{BIN}(n, p)$ )

$$\iff S = \{0, 1, \dots, n\} \wedge \forall j \in \{0, 1, \dots, n\} : P(X = j) = \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j}$$

Sirve para modelizar el número de caras que salen al lanzar  $n$  veces una moneda de probabilidad  $p$ .

Podemos estimar cual es la probabilidad de que salgan  $n/2$  caras con  $p = 1/2$  mediante la fórmula de Stirling:

$$\begin{aligned} n! &\sim n^n e^{-n} \sqrt{2\pi n} \implies \binom{n}{n/2} \sim \frac{n^n e^{-n} \sqrt{2\pi n}}{(n/2)^{(n/2)} e^{-(n/2)} \sqrt{2\pi(n/2)} (n/2)^{(n/2)} e^{-(n/2)} \sqrt{2\pi(n/2)}} \\ &\implies \frac{n^n \sqrt{n}}{(n/2)^{(n/2)} \sqrt{2\pi(n/2)} (n/2)^{(n/2)} \sqrt{(n/2)}} = \frac{n^n \sqrt{n}}{(n/2)^n \sqrt{2\pi(n/2)}} = \frac{n^n \sqrt{2}}{(n/2)^n \sqrt{\pi n}} = 2^n \sqrt{\frac{2}{\pi n}} \\ &\implies P\left(X = \frac{n}{2}\right) = \binom{n}{n/2} \frac{1}{2^n} \approx 2^n \sqrt{\frac{2}{\pi n}} \frac{1}{2^n} = \sqrt{\frac{2}{\pi n}} \end{aligned}$$

4.  $X$  sigue una distribución **geométrica** de parámetro  $p \in (0, 1)$  ( $X \sim \text{GEOM}(p)$ ).

$$\iff S = \{1, 2, \dots\} \wedge \forall j \geq 1 : P(X = j) = p(1-p)^{j-1}$$

Sirve para modelizar el número de lanzamientos hasta que sale un resultado  $C$  en cuestión con  $P(X = C) = p$ .

**Observación 2.1.** Cuidado porque existen variables aleatorias que también se dicen de distribución geométrica en las que  $S = \{0, 1, 2, \dots\}$ . Se habla de cuantas veces has obtenido el resultado complementario a  $C$  antes de que halla salido  $C$ .

5.  $X$  sigue una distribución de **Poisson** con parámetro  $\lambda > 0$  ( $X \sim \text{POISSON}(\lambda)$ )

$$\iff S = \{0, 1, \dots\} \wedge \forall j \geq 0 : P(X = j) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!}$$

Se usa para modelizar la frecuencia de eventos determinados durante un intervalo de tiempo fijado a partir de la frecuencia media de aparición de dichos eventos.

**Proposición 2.1.** Sea  $X \sim \text{BIN}(n, p)$  una v.a.d.

$$\implies \text{cuando } n \text{ es grande, } \text{BIN}(n, p) \sim \text{POISSON}(np)$$

**Demostración.** Fijo  $\lambda > 0 \wedge p = \frac{\lambda}{n}$ .

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} \frac{\lambda^k}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \frac{\lambda^k}{k!} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{(n-k)!} \frac{1}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} = e^{-k} \frac{\lambda^k}{k!}$$

■

**Ejemplo 2.2** (¿Hay más ejemplos?).

• Binomial negativa      • Hipergeométrica

• Sea cualquier serie convergente  $\sum_{n=1}^{\infty} a_n = s$

$\implies$  se puede definir la variable aleatoria  $X : S = \{1, 2, \dots\} \wedge P(x = k) = \frac{a_k}{s}$

14/02/2024

## 2.1 Funciones transformadoras de variables aleatorias (discretas)

Sea  $X$  una v.a.d. y  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  una función, definimos  $Y := g(X)$ .

$\implies \{\omega \in \Omega : Y(\omega) = g(X(\omega)) = y\} \in \mathcal{F} \implies Y$  es una v.a.d

Por otro lado,

$$\forall y \in \mathbb{R} : P(Y = y) = P(g(X) = y) = P(X \in g^{-1}(y)) = \sum_{x \in g^{-1}(y)} P(X = x) = \sum_{x \in g^{-1}(y)} p_X(x)$$

**Ejemplo 2.3** ( $Y = x^2$ ).

$$p_Y(y) = P(Y = y) = P(X^2 = y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ P(X = 0) = p_X(0), & y = 0 \\ P(X = \pm\sqrt{y}) = p_X(\sqrt{y}) + p_X(-\sqrt{y}), & y > 0 \end{cases}$$

## 2.2 Resúmenes: esperanza, varianza, momentos

**Definición 2.3 (Esperanza).** Sea  $X$  una v.a.d. en el espacio de probabilidad  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  y con función de masa  $p_X$ ,  $E(X)$  es la esperanza de  $X$  (también llamada media o *expectatio*)

$$\iff E(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} x \cdot P(X = x) = \sum_{j \geq 1} x_j \cdot p_X(x_j)$$

Pero ojo, solo si la serie es absolutamente convergente.

$\left\{ \begin{array}{l} \text{Si } x_1, \dots, x_N \text{ finito, la suma obviamente converge.} \\ \text{Si los } x_j \text{ son positivos, la serie converge si y solo si es acotada. Si no lo es diverge a } \infty. \end{array} \right.$

**Ejemplo 2.4 (Cálculo de la esperanza).**

- $x_1, \dots, x_N \wedge p_1, \dots, p_N \implies E(X) = \sum_{j=1}^N x_j \cdot p_j$
- $X \sim \text{BER}(p) \implies E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) \implies \boxed{E(X) = p}$
- $X \sim \text{UNIF}(1, \dots, N) \implies E(X) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N n \implies \boxed{E(X) = \frac{N+1}{2}}$
- $X \sim \text{BIN}(n, p) \implies E(X) = \sum_{j=0}^n j \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j} \implies \boxed{E(X) = np}$

Se obtiene derivando el binomio de Newton  $(1+x)^n = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} x^j$

$$\implies \frac{d}{dx}(1+x)^n = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} j \cdot x^{j-1} \implies xn(1+x)^{n-1} = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} j x^j$$

$$\begin{aligned} \text{Si } x = \frac{p}{1-p} \implies \frac{p}{1-p} n \left(1 + \frac{p}{1-p}\right)^{n-1} &= \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} j \left(\frac{p}{1-p}\right)^j \\ \implies \frac{p}{1-p} n \left(\frac{1}{1-p}\right)^{n-1} &= \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} j \left(\frac{p}{1-p}\right)^j \\ \implies np = (1-p)^n \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} j \left(\frac{p}{1-p}\right)^j &= \sum_{j=0}^n j \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j} = E(X) \end{aligned}$$

■

- $X \sim \text{GEOM}(p) \implies E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p \cdot (1-p)^{k-1} \implies \boxed{E(X) = \frac{1}{p}}$

$$\forall x : |x| < 1 : \frac{1}{1-x} = \sum_{n=0}^{\infty} x^n \implies \frac{1}{(1-x)^2} = \sum_{n=1}^{\infty} n x^{n-1} \implies E(X) = p \frac{1}{p^2} = \frac{1}{p}$$

■

- $X \sim \text{POISSON}(\lambda) \implies E(X) = \sum_{j=0}^{\infty} j \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda} \implies \boxed{E(X) = \lambda}$

$$\implies E(X) = e^{-\lambda} \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} = \lambda$$

■

**Ejemplo 2.5.** Sea  $X$  una v.a.d. con  $\forall k \geq 0 : P(X = k) = \frac{6}{\pi^2} \frac{1}{k^2}$

$$\implies E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \frac{6}{\pi^2} \frac{1}{k^2} = \frac{6}{\pi^2} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} \text{ que diverge a } \infty$$

**Ejemplo 2.6.** Sea  $X$  una v.a.d. que toma valores en  $\{(-1)^{k+1}k : k \geq 1\} = \{1, -2, 3, -4, \dots\}$

$$P(X = (-1)^{k+1}k) = \frac{6}{\pi^2} \frac{1}{k^2} \implies E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(-1)^{k+1}}{k} \text{ que sabemos que tiende a } \ln 2$$

Sin embargo, la serie no converge absolutamente, por tanto, mediante argumentos de reordenación, se puede argumentar que  $E(X)$  toma cualquier valor real. Entonces  $E(X)$  no tiene sentido.

**Teorema 2.2.** Sea  $X$  una v.a.d. que toma los valores  $x_j$  con probabilidades  $p_j$  para  $j \geq 1$ . Sea  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  una función.

$$\implies E(g(X)) = \sum_{j \geq 1} g(x_j) p_j$$

**Demostración.** Sabemos que  $g(X)$  es una v.a.d. que toma valores en  $\{g(x_j) : j \geq 1\}$ , donde  $|\{g(x_j)\}| \leq |\{x_j\}|$  porque  $g$  puede no ser inyectiva.

$$\text{Como } P(g(X) = y) = \sum_{x \in g^{-1}(y)} P(X = x)$$

$$\implies E(g(X)) = \sum_{y \in g(X(\Omega))} y \cdot P(g(X) = y) = \sum_{y \in g(X(\Omega))} y \left( \sum_{x \in g^{-1}(y)} P(X = x) \right)$$

Como  $\forall y \in g(X(\Omega)) : \exists |g^{-1}(y)|$  cantidad de  $i_s \geq 1 : g(x_i) = y$  se tiene

$$E(g(X)) = \sum_{j \geq 1} g(x_j) p_j$$

■

**Observación 2.2.**

1. Si  $X$  es tal que  $P(X = a) = 1 \implies E(X) = a$
2.  $X \sim \text{UNIF}(\{-1, 0, 1\}) \wedge Y = X^2 \implies E(X) = 0 \wedge E(Y) = 2/3$
3.  $E(aX + b) = aE(X) + b$  porque

$$\sum_{j \geq 1} (ax_j + b)p_j = a \sum_{j \geq 1} x_j p_j + b \sum_{j \geq 1} p_j = aE(X) + b$$

4. En general  $E(g(X)) \neq g(E(X))$  (Motivo de excomuni3n)

**Ejemplo 2.7** ( $X \sim \text{POISSON}(\lambda) \implies E(X) = \lambda$ ). Si  $Y = g(X) = e^X$

$$\implies E(Y) = E(e^Y) = \sum_{j=0}^{\infty} e^j \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(e\lambda)^j}{j!} = e^{-\lambda} e^{e\lambda} = e^{\lambda(e-1)} \neq e^\lambda$$

21/02/2024

**Definición 2.4 (Varianza).** Sea  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad y  $X$  una v.a.d. con función de masa  $p_X$ ,  $V(X)$  es la varianza de  $X$

$$\iff V(X) = E[(X - E(X))^2]$$

Si  $X$  toma valores  $x_1, x_2, \dots$  con probabilidades  $p_1, p_2, \dots$  y denominamos  $\mu := E(X)$

$$\implies V(X) = \sum_{j \geq 1} (x_j - \mu)^2 \cdot p_j = \sum_{j \geq 1} (x_j - \mu)^2 \cdot p_j = \sum_{j \geq 1} (x_j^2 - 2x_j\mu + \mu^2) \cdot p_j$$

$$\implies V(X) = \sum_{j \geq 1} x_j^2 p_j - 2 \sum_{j \geq 1} x_j \mu p_j + \sum_{j \geq 1} \mu^2 p_j = E(X^2) - 2\mu^2 + \mu^2$$

$$\implies \boxed{V(X) = E[(X - E(X))^2] = E(X^2) - E(X)^2}$$

**Observación 2.3.**

1.  $V(X)$  es medida de dispersión de  $X$  alrededor de  $E(X)$ .

2.  $V(X) \geq 0$

3.  $V(X) = 0 \implies P(X = E(X)) = 1$

4.  $\boxed{V(aX + b)} = E[(aX + b - E(aX + b))^2] = E[(aX - aE(X))^2] = \boxed{a^2 V(X)}$

5. Las unidades de  $V(X)$  son las de  $X^2$

$\implies$  definimos la desviación típica de  $X$  como  $\boxed{\sigma(X) := \sqrt{V(X)}}$

6. ¿Por qué no  $E(|X - E(X)|)$ ?

Porque el valor absoluto no es diferenciable y no se puede trabajar con él.

**Ejemplo 2.8.**

1.  $X \sim \text{BER}(p) \implies E(X) = p \wedge \boxed{V(X)} = p - p^2 = \boxed{p(1 - p)}$

2.  $X \sim \text{UNIF}(\{1, \dots, N\}) \implies E(X) = \frac{N+1}{2} \wedge \boxed{V(X) = \frac{N^2 - 1}{12}}$

$$\implies V(X) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N j^2 = \frac{1}{N} \cdot \frac{N(N+1)(2N+1)}{6} = \frac{(N+1)(N-1)}{12}$$

$$3. X \sim \text{BIN}(n, p) \implies E(X) = np \wedge \boxed{V(X) = np(1-p)}$$

**Demostración.** ■

$$4. X \sim \text{GEOM}(p) \implies E(X) = \frac{1}{p} \wedge \boxed{V(X) = \frac{1-p}{p^2}}$$

**Demostración.** ■

$$5. X \sim \text{POISSON}(\lambda) \implies E(X) = \lambda \wedge \boxed{V(X) = \lambda}$$

**Demostración.**

$$E(X^2) = \sum_{k=0}^{\infty} k^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$
■

**Definición 2.5 (Momentos de  $X$ ).** Sea  $X$  una v.a.d. con función de masa  $p_X$ ,  $\mu_k$  es el  $k$ -ésimo momento de  $X \iff \mu_k = E[(X - E(X))^k]$

**Observación 2.4.** Algunos momentos tienen nombre propio:

1.  $\mu_1 = 0$       2.  $\mu_2 = V(X)$       3.  $\mu_3$  es la **asimetría** de  $X$       4.  $\mu_4$  es la **curtosis** de  $X$

**Teorema 2.3** (Desigualdad de Markov). Sea  $X$  una v.a.d. :  $P(X < 0) = 0 \wedge E(X) < \infty$   
 $\implies \forall t > 0 : P(X \geq t) \leq \frac{E(X)}{t}$

**Demostración. Notación:** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ ,  $A \subset \mathcal{F}$  y  $\mathbb{1}_A(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{si } \omega \in A \\ 0 & \text{si } \omega \notin A \end{cases}$

Fijamos  $t > 0$  y definimos  $Y_t(\omega) = t \cdot \mathbb{1}_{\{x \geq t\}}(\omega) = \begin{cases} t & \text{con probabilidad } P(x \geq t) \\ 0 & \text{con probabilidad } 1 - P(x \geq t) \end{cases}$

$$\implies \forall \omega : Y_t(\omega) \leq X(\omega) \implies E(Y_t) = t \cdot P(X \geq t) \leq E(X)$$

Así que  $\forall t > 0 : P(X \geq t) \leq \frac{E(X)}{t}$  ■

**Teorema 2.4** (Desigualdad de Chebyshev). Sea  $X$  una v.a.d. :  $E(X), V(X) < \infty$ .

$$\implies \forall \lambda > 0 : P(|X - E(X)| \geq \lambda \cdot \sigma(X)) \leq \frac{1}{\lambda^2}$$

$$\iff \forall \alpha > 0 : \boxed{P(|X - E(X)| \geq \alpha) \leq \frac{V(X)}{\alpha^2}}$$

**Demostración.** Definimos  $Y = |X - E(X)|^2$  y aplicamos la desigualdad de Markov.

$$\implies \forall t > 0 : P(Y \geq t) \leq \frac{E(Y)}{t} \implies \forall t > 0 : P(|X - E(X)|^2 \geq t) \leq \frac{E(Y)}{t}$$

Como  $E(Y) = E(|X - E(X)|^2) = V(X)$  por la def de varianza,

$$\implies \forall t > 0 : P(|X - E(X)| \geq \sqrt{t}) \leq \frac{V(X)}{t}$$

Definimos  $\alpha := \sqrt{t} \implies \forall \alpha > 0 : P(|X - E(X)| \geq \alpha) \leq \frac{V(X)}{\alpha^2}$

y para la desigualdad equivalente definimos  $\lambda := \frac{\alpha}{\sigma(X)}$

$$\implies \forall \lambda > 0 : P(|X - E(X)| \geq \lambda \cdot \sigma(X)) \leq \frac{1}{\lambda^2}$$

■

26/02/2024

### 2.2.1 Esperanza condicionada

**Definición 2.6 (Esperanza condicionada).** Sea  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad  $B \in \mathcal{F}$  un suceso tal que  $P(B) > 0$  y  $X$  una v.a.d. con esperanza  $E(X)$ ,  $E(X|B)$  es la **esperanza de  $X$  condicionada a  $B$**

$$\iff E(X|B) := \sum_{x \in X(\Omega)} x \cdot P(X = x|B) = \sum_{x \in X(\Omega)} x \cdot \frac{P((X = x) \wedge B)}{P(B)}$$

(Siempre que la serie sea absolutamente convergente).

**Teorema 2.5 (Esperanza total).** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sea  $X$  una v.a.d. y  $\{B_1, B_2, \dots\}$  una partición de  $\Omega$

$$\implies E(X) = \sum_{i \geq 1} E(X|B_i) \cdot P(B_i)$$

(Siempre que la serie sea absolutamente convergente).

**Demostración.**

$$\begin{aligned} \sum_{i \geq 1} E(X|B_i) \cdot P(B_i) &= \sum_{i \geq 1} \sum_{x \in X(\Omega)} x \cdot P(X = x|B_i) \cdot P(B_i) \\ &= \sum_{x \in X(\Omega)} x \cdot \sum_{i \geq 1} \frac{P((X = x) \wedge B_i)}{P(B_i)} \cdot P(B_i) = \sum_{x \in X(\Omega)} x \cdot P(X = x) \end{aligned}$$

■

**Ejemplo 2.9.** Lanzamos una moneda con probabilidad  $p$  de cara y  $1 - p$  de cruz y definimos  $X$  como la longitud de la racha inicial, i.e. el número de caras/cruces consecutivas.

$$\begin{aligned} \implies E(X) &= E(X|C) \cdot p + E(X|\times) \cdot (1 - p) \\ \implies E(X) &= \left( \sum_{j \geq 1} j \cdot P(X = j|C) \right) p + \left( \sum_{j \geq 1} j \cdot P(X = j|\times) \right) (1 - p) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\implies E(X) &= p \sum_{k=1}^{\infty} k p^{k-1} (1-p) + (1-p) \sum_{k=1}^{\infty} k (1-p)^{k-1} p \\ \implies E(X) &= \frac{1}{1-p} \cdot p + \frac{1}{p} \cdot (1-p) = \frac{1}{p(1-p)} - 2\end{aligned}$$

También se puede abordar el problema pensando en las variables geométricas:

$$\begin{aligned}E(X) &= E(X|C) \cdot p + E(X|\times) \cdot (1-p) = \frac{p}{1-p} + \frac{1-p}{p} = \frac{p^2 + (1-p)^2}{p(1-p)} \\ \implies E(X) &= \frac{p^2 + 1 - 2p + p^2}{p(1-p)} = \frac{2p(p-1) + 1}{p(1-p)} = \frac{1}{p(1-p)} - 2\end{aligned}$$

27/02/2024

## 2.3 Varias variables aleatorias

En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sea  $\mathcal{X} = X_1, X_2, \dots, X_n$  una colección de variables aleatorias discretas.

En el caso  $n = 2$ , tenemos  $X$  e  $Y$  variables aleatorias discretas, se genera una tabla con las probabilidades conjuntas:

$$p_{X,Y}(x, y) := P(\omega \in \Omega : X(\omega) = x \wedge Y(\omega) = y) = P(X = x \wedge Y = y)$$

**Definición 2.7 (Función de masa conjunta).** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sean  $X$  e  $Y$  v.a.d.,  $p_{X,Y}$  es su función de masa conjunta

$$\iff p_{X,Y} : \mathbb{R}^2 \longrightarrow [0, 1] \wedge \forall (x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega) : p_{X,Y}(x, y) = P(X = x \wedge Y = y)$$

tal que  $\sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} p_{X,Y}(x, y) = 1$  y  $\forall (x, y) \notin X(\Omega) \times Y(\Omega) : p_{X,Y}(x, y) = 0$

Ya tenemos  $X$  e  $Y$  en  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  con  $P_{X,Y}$

1. ¿Qué sabemos de  $X$  e  $Y$  por separado?
2. Esperanzas: nos interesa calcular  $E(X)$ ,  $E(Y)$ ,  $E(X + Y)$ ,  $E(X \cdot Y)$
3. Independencia

**Definición 2.8 (Funciones marginales).** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sean  $X$  e  $Y$  v.a.d.,  $p_X, p_Y$  son sus funciones de masa marginales

$$\iff p_X(x) = \sum_{y \in Y(\Omega)} p_{X,Y}(x, y) \quad \wedge \quad p_Y(y) = \sum_{x \in X(\Omega)} p_{X,Y}(x, y)$$



**Teorema 2.6.** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sean  $X$  e  $Y$  v.a.d. y sea  $g: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$  una función

$$\implies E(g(X, Y)) = \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} g(x, y) \cdot p_{X,Y}(x, y)$$

Si converge absolutamente.

**Demostración.** Si consideramos la variable aleatoria  $Z$  que toma valores en  $X(\Omega) \times Y(\Omega)$  con función de masa  $p_Z = p_{X,Y}$ , entonces  $E(g(X, Y)) = E(g(Z))$ . Como  $X(\Omega) \times Y(\Omega)$  es numerable, podemos renombrar sus elementos como  $\{z_1, z_2, \dots\}$  y entonces del teorema 2.2 obtenemos:

$$E(g(X, Y)) = E(g(Z)) = \sum_{j \geq 1} g(z_j) \cdot p_Z(z_j) = \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} g(x, y) \cdot p_{X,Y}(x, y)$$

■

**Observación 2.5.** Si  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$

$$\begin{aligned} \implies E(g(X)) &= \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} g(x) \cdot p_{X,Y}(x, y) = \sum_{x \in X(\Omega)} \left( g(x) \sum_{y \in Y(\Omega)} p_{X,Y}(x, y) \right) \\ &\implies E(g(X)) = \sum_{x \in X(\Omega)} g(x) p_X(x) \end{aligned}$$

De manera análoga,  $E(g(Y)) = \sum_{y \in Y(\Omega)} g(y) p_Y(y)$

**Ejemplo 2.10** ( $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$ ).

$$\begin{aligned} E(aX + bY) &= \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} (ax + by) \cdot p_{X,Y}(x, y) \\ \implies E(aX + bY) &= a \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} x \cdot p_{X,Y}(x, y) + b \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} y \cdot p_{X,Y}(x, y) \end{aligned}$$

28/02/2024

**Definición 2.9 (Independencia de v.a.d.).** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sean  $X$  e  $Y$  v.a.d.,  $X$  e  $Y$  son independientes

$$\iff \forall (x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega) : X = x \text{ y } Y = y \text{ son sucesos independientes.}$$

$$\iff \forall (x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega) : P(X = x \wedge Y = y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$$

**Teorema 2.7.** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sean  $X$  e  $Y$  v.a.d.,  $X$  e  $Y$  son independientes

$$\iff \exists g, h: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} : p_{X,Y}(x, y) = g(x) \cdot h(y)$$

**Demostración.** ( $\implies$ ) Trivial:  $g(x) = p_X(x) \wedge h(y) = p_Y(y)$ .

( $\impliedby$ ) Suponemos que  $\exists g, h: \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R} : p_{X,Y}(x, y) = g(x) \cdot h(y)$ , veamos las funciones marginales.

$$\implies p_X(x) = \sum_{y \in Y(\Omega)} p_{X,Y}(x, y) = \sum_{y \in Y(\Omega)} g(x) \cdot h(y) = g(x) \sum_{y \in Y(\Omega)} h(y)$$

$$\text{Análogamente } p_Y(y) = h(y) \sum_{x \in X(\Omega)} g(x)$$

$$\implies p_X(x) \cdot p_Y(y) = \left( g(x) \sum_{z \in Y(\Omega)} h(z) \right) \left( h(y) \sum_{w \in X(\Omega)} g(w) \right)$$

$$\implies p_X(x) \cdot p_Y(y) = g(x) \cdot h(y) \sum_{z \in Y(\Omega)} \sum_{w \in X(\Omega)} g(w) \cdot h(z) = g(x) \cdot h(y) = p_{X,Y}(x, y)$$

$$\forall (x, y) \in X(\Omega) \times Y(\Omega) : P(X = x \wedge Y = y) = p_X(x) \cdot p_Y(y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$$

■

**Ejemplo 2.11.** Sean  $X$  e  $Y$  dos v.a.d. tales que

$$p_{X,Y}(x, y) = e^{-(\lambda+\mu)} \frac{\lambda^x \mu^y}{x!y!} \text{ con } x, y \in \mathbb{Z} \text{ y } \lambda, \mu > 0$$

$\implies$  Se puede interpretar como  $X \sim \text{POISSON}(\lambda)$  e  $Y \sim \text{POISSON}(\mu)$  independientes.

**Observación 2.6.** Si  $X$  e  $Y$  son independientes  $\implies E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y)$ .

Sin embargo, la implicación recíproca no es cierta.

**(Motivo de excomuni3n)**

**Definici3n 2.10 (Covarianza).** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sean  $X$  e  $Y$  v.a.d.,  $\text{cov}(X, Y)$  es la covarianza de  $X$  e  $Y$

$$\iff \boxed{\text{cov}(X, Y) = E[(X - E(X)) \cdot (Y - E(Y))] = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y)}$$

29/02/2024

**Observaci3n 2.7.**

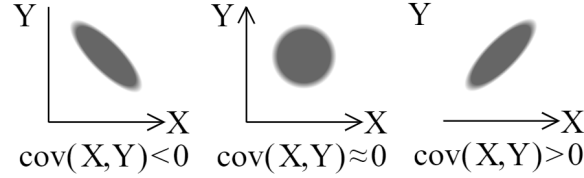
1. C3lculo de la covarianza

$$\text{cov}(X, Y) = \sum_{i,j} x_i y_j P(X = x_i \wedge Y = y_j) - \left( \sum_i x_i P(X = x_i) \right) \left( \sum_j y_j P(Y = y_j) \right)$$

2. Signo de la covarianza (y coeficiente de correlaci3n)

$$\text{cov}(X, Y) = \sum_{i,j} (x_i - E(X))(y_j - E(Y)) P(X = x_i \wedge Y = y_j)$$

Entonces, si la covarianza es positiva,  $X$  e  $Y$  tienden a crecer juntas. Si es negativa, tienden a decrecer juntas. Si es 0, no hay relación lineal entre  $X$  e  $Y$ .



### 3. Cálculo fundamental

$$\begin{aligned}
 V(X + Y) &= E((X + Y)^2) - (E(X + Y))^2 \\
 &= E(X^2 + 2XY + Y^2) - (E(X) + E(Y))^2 \\
 &= E(X^2) + 2E(XY) + E(Y^2) - (E(X))^2 - 2E(Y)E(X) - (E(Y))^2 \\
 &\implies \boxed{V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{cov}(X, Y)}
 \end{aligned}$$

Pero cuidado:  $V(X - Y) = V(X) + V(Y) - 2\text{cov}(X, Y)$

De forma más general:

$$\begin{aligned}
 V(aX + bY) &= V(aX) + V(bY) + 2\text{cov}(aX, bY) \\
 &= a^2V(X) + b^2V(Y) + 2ab\text{cov}(aX, bY) \\
 &\implies \boxed{V(aX + bY) = a^2V(X) + b^2V(Y) + 2ab\text{cov}(aX, bY)}
 \end{aligned}$$

4. Si  $X$  e  $Y$  son independientes  $\implies \text{cov}(X, Y) = 0$

**Definición 2.11 (coeficiente de correlación).** Sean  $X$  e  $Y$  dos v.a.d.,  $\rho$  es su coeficiente de correlación  $\iff \rho := \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} \implies \rho$  no tiene unidades y  $|\rho(X, Y)| \leq 1$ .

**Proposición 2.2** (Desigualdad de Cauchy-Schwarz). Sean  $X$  e  $Y$  dos v.a.d.

$$\implies E(X \cdot Y)^2 \leq E(X^2) \cdot E(Y^2)$$

La igualdad se da cuando una variable es transformación lineal de la otra, i.e.  $Y = aX + b$ .

**Demostración.** Definimos  $W = sX + Y$ ,  $W^2 \geq 0$  con probabilidad 1.

$$\begin{aligned}
 \implies 0 \leq E(W^2) &= E((sX + Y)^2) = E(s^2X^2 + Y^2 + 2sXY) \\
 &= s^2E(X^2) + E(Y^2) + 2sE(XY) \\
 &= E(X^2) \cdot s^2 + 2E(XY) \cdot s + E(Y^2)
 \end{aligned}$$

Vemos que el resultado es una parábola si se toma como función de  $s$ .

Como  $\forall s \in \mathbb{R} : E(X) \geq 0$  y  $E(X^2) \geq 0$ , sabemos que la parábola o bien toca el eje  $X$  una única vez, o no lo hace nunca. Esto es equivalente a pedir que el valor del discriminante

sea menor o igual que 0.

$$4E(XY)^2 - 4E(X^2)E(Y^2) \leq 0 \implies E(XY)^2 \leq E(X^2)E(Y^2)$$

■

Por tanto,  $\overline{\text{cov}(X, Y)^2} = E((X - E(X))(Y - E(Y)))^2 \leq \overline{V(X) \cdot V(Y) \cdot \text{cov}(X, Y)}$

Además  $\rho(aX + b, cY + d) = \text{sgn}(ac) \cdot \rho(X, Y)$ .

04/03/2024

### 2.3.1 Detalle sobre independencia

**Teorema 2.8.** Sean  $X$  e  $Y$  dos v.a.d. en  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  y  $g, h: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  dos funciones

$$X \text{ e } Y \text{ independientes} \iff E(g(X) \cdot h(Y)) = E(g(X)) \cdot E(h(Y))$$

**Demostración.**  $(\implies)$   $E(g(X) \cdot h(Y)) = \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} g(x) \cdot h(y) \cdot P(X = x \wedge Y = y)$

Como  $X$  e  $Y$  son independientes,  $P(X = x \wedge Y = y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$ , entonces

$$E(g(X) \cdot h(Y)) = \left( \sum_{x \in X(\Omega)} g(x) P(X = x) \right) \left( \sum_{y \in Y(\Omega)} h(y) P(Y = y) \right) = E(g(X)) \cdot E(h(Y))$$

$(\impliedby)$  Sean  $\hat{x}, \hat{y} \in \mathbb{R}$ , queremos probar que  $P(X = \hat{x} \wedge Y = \hat{y}) = P(X = \hat{x}) \cdot P(Y = \hat{y})$

$$\text{Definimos } g(x) := \begin{cases} 1 & \text{si } x = \hat{x} \\ 0 & \text{si } x \neq \hat{x} \end{cases} \quad \wedge \quad h(y) := \begin{cases} 1 & \text{si } y = \hat{y} \\ 0 & \text{si } y \neq \hat{y} \end{cases}$$

$$\implies E(g(X) \cdot h(Y)) = \sum_{x \in X(\Omega)} \sum_{y \in Y(\Omega)} g(x) h(y) P(X = \hat{x} \wedge Y = \hat{y}) = P(X = \hat{x} \wedge Y = \hat{y})$$

Como  $E(g(X)) = P(X = \hat{x})$  y  $E(h(Y)) = P(Y = \hat{y})$  y  $E(g(X)h(Y)) = E(g(X))E(h(Y))$

$$\overline{P(X = \hat{x} \wedge Y = \hat{y})} = E(g(X) \cdot h(Y)) = E(g(X)) \cdot E(h(Y)) = \overline{P(X = \hat{x}) \cdot P(Y = \hat{y})}$$

■

¿Qué pasaría con  $(X_1, \dots, X_n)$  para  $n = 2$ ?

1. Modelo  $\rightarrow$  función de masa conjunta  $p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n)$

$$\begin{cases} \sum_{x_1 \in X_1(\Omega)} \cdots \sum_{x_n \in X_n(\Omega)} p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = 1 \\ p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) \geq 0 \end{cases}$$

2. Marginales  $p_{X_1}(x_1) = \sum_{x_2 \in X_2(\Omega)} \cdots \sum_{x_n \in X_n(\Omega)} p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n)$

3. Independencia (la función de masa conjunta se factoriza)

$$p_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = p_{X_1}(x_1) \cdots p_{X_n}(x_n) \iff \text{independencia completa}$$

Pero puede haber otras nociones de independencia (ej: 2 a 2).

4. **Matriz varianzas-covarianzas y matriz correlaciones** respectivamente

$$V = \begin{pmatrix} V(X_1) & \cdots & \text{cov}(X_1, X_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(X_n, X_1) & \cdots & V(X_n) \end{pmatrix} \wedge \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \cdots & \rho(X_1, X_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho(X_n, X_1) & \cdots & 1 \end{pmatrix}$$

Ambas son simétricas y definidas positivas.

**Ejemplo 2.12.** Queremos modelizar experimentos del tipo lanzar 18 veces un dado y sumar los resultados obtenidos.

$$S_n = X_1 + \cdots + X_n \implies \begin{cases} E(S_n) = \sum_{i=1}^n E(X_i) \\ V(S_n) = \sum_{i=1}^n V(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{cov}(X_i, X_j) \end{cases}$$

Si suponemos las  $X_i$  independientes e idénticas  $\implies \forall i \in \mathbb{N}_n : E(X_i) =: \mu \wedge V(X_i) =: \sigma^2$

$$\implies E(S_n) = n\mu \wedge V(S_n) = n\sigma^2$$

Si definimos  $Z_n := \frac{1}{n}S_n = \frac{1}{n}(X_1 + \cdots + X_n) \implies E(Z_n) = \mu \wedge V(Z_n) = \frac{\sigma^2}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$   
 $\implies Z_n$  no es aleatoria si  $n \rightarrow \infty$  (ley de los grandes números)

05/03/2024

## 2.4 Funciones generatrices de probabilidad

### 2.4.1 Series de potencias

Sea  $(a_n)_{n=0}^\infty$  una sucesión y  $f(x) := \sum_{n=0}^\infty a_n x^n$  una función, ¿en qué valores de  $x$  está definida?

Sabemos que existe  $R \in [0, \infty)$  radio de convergencia tal que

$$\sum_{n=0}^\infty a_n x^n \rightarrow \begin{cases} \text{converge} & \text{si } |x| < R \\ \text{diverge} & \text{si } |x| > R \end{cases} \iff \frac{1}{R} = \limsup_{n \rightarrow \infty} |a_n|^{1/n}$$

**Ejemplo 2.13.**

$$\sum_{n=0}^\infty \frac{x^n}{n!} = e^x \quad \wedge \quad \sum_{n=0}^\infty x^n = \frac{1}{1-x}, |x| < 1 \quad \wedge \quad \sum_{n=0}^m \binom{m}{n} x^n = (1+x)^m$$

### 2.4.2 Funciones generatrices

$$(a_n)_{n=0}^{\infty} \longleftrightarrow f(x) = \sum_{n=0}^{\infty} a_n x^n \implies \begin{cases} x \cdot f(x) \longleftrightarrow (0, a_0, \dots) \\ x \cdot f'(x) \longleftrightarrow (0a_0, 1a_1, 2a_2, \dots) \end{cases}$$

$$f(x) \cdot g(x) = \sum_{n=0}^{\infty} a_n x^n \sum_{n=0}^{\infty} b_n x^n = \sum_{n=0}^{\infty} \left( \sum_{k=0}^n a_k b_{n-k} \right) x^n$$

**Definición 2.12 (Función generatriz de probabilidad).** Sea  $X$  una variable aleatoria discreta que toma valores en  $\{0, 1, 2, \dots\}$  donde  $\forall j \geq 0 : p_j = P(X = j)$ ,  $G_X(s)$  es su función

generatriz de probabilidad  $\iff \boxed{G_X(s) = \sum_{n=0}^{\infty} p_n s^n}$

**Ejemplo 2.14.**

1.  $X \sim \text{BER}(p) \implies G_X(s) = (1-p) + ps$

2.  $X \sim \text{BIN}(n, p) \implies G_X(s) = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} (1-p)^{n-j} (ps)^j = (1-p + ps)^n$

3.  $X \sim \text{GEOM}(p) \implies G_X(s) = \sum_{j=1}^{\infty} (1-p)^{j-1} ps^j = \frac{ps}{1 - (1-p)s}$

**Demostración.**

$$G_X(s) = \sum_{j=1}^{\infty} (1-p)^{j-1} ps^j = p \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^k s^{k+1} = ps \sum_{k=0}^{\infty} ((1-p)s)^k = \frac{ps}{1 - (1-p)s}$$

■

4.  $X \sim \text{POISSON}(\lambda) \implies G_X(s) = \sum_{j=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} s^j = e^{\lambda(s-1)}$

**Demostración.**  $G_X(s) = \sum_{j=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!} s^j = e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\lambda s)^j}{j!} = e^{-\lambda} e^{\lambda s} = e^{\lambda(s-1)}$

■

¿Para qué?

1. Cálculo de momentos con  $(p_n)_{n=0}^{\infty}$

$$G_X(s) = \sum_{n=0}^{\infty} p_n s^n \implies G'_X(s) = \sum_{n=1}^{\infty} n p_n s^{n-1} \implies G'_X(1) = \sum_{n=1}^{\infty} n p_n = E(X)$$

Si seguimos derivando, obtenemos

$$\implies G''_X(s) = \sum_{n=2}^{\infty} n(n-1) p_n s^{n-2} = \sum_{n=2}^{\infty} n^2 p_n s^{n-2} - \sum_{n=2}^{\infty} n p_n s^{n-2}$$

$$\begin{aligned} \implies G_X''(1) &= \sum_{n=2}^{\infty} n^2 p_n - \sum_{n=2}^{\infty} n p_n = E(X^2) - E(X) \\ \implies V(X) &= E(X^2) - E(X)^2 = G_X''(1) + G_X'(1)(1 - G_X'(1)) \end{aligned}$$

**Ejemplo 2.15.**

$$\begin{aligned} \text{(a) } X \sim \text{BER}(p) &\implies G_X(s) = (1-p) + ps \\ &\implies G_X'(s) = p = E(X) \wedge G_X''(s) = 0 \implies V(X) = p(1-p) \\ \text{(b) } X \sim \text{BIN}(n, p) &\implies G_X(s) = (1-p + ps)^n \\ &\implies G_X'(s) = n(1-p + ps)^{n-1}p \implies G_X'(1) = np = E(X) \\ &\implies G_X''(s) = n(n-1)(\dots)^{n-2}p^2 \implies G_X''(1) = n(n-1)p^2 \\ &\implies V(X) = n(n-1)p^2 + np(1-np) = np(1-p) \end{aligned}$$

2. Suma de independientes

**Teorema 2.9.** Sean  $X, Y$  dos v.a.d. independientes con valores en  $\{0, 1, 2, \dots\}$  y con funciones generatrices de probabilidad  $G_X(s), G_Y(s)$  respectivamente

$$\implies G_{X+Y}(s) = G_X(s) \cdot G_Y(s)$$

**Demostración.**

$$G_{X+Y}(s) = \sum_{n=0}^{\infty} P(X+Y=n)s^n = \sum_{n=0}^{\infty} \left( \sum_{k=0}^n P(X=k \wedge Y=n-k) \right) s^n$$

Por otro lado,

$$\begin{aligned} G_X(s) \cdot G_Y(s) &= \left( \sum_{n=0}^{\infty} P(X=n)s^n \right) \left( \sum_{n=0}^{\infty} P(Y=n)s^n \right) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \left( \sum_{k=0}^n P(X=k)P(Y=n-k) \right) s^n \implies G_{X+Y}(s) = G_X(s) \cdot G_Y(s) \end{aligned}$$

■

Otra manera:

$$G_X(s) = E(s^X) \wedge G_{X+Y}(s) = E(s^{X+Y}) = E(s^X \cdot s^Y) = E(s^X) \cdot E(s^Y) = G_X(s) \cdot G_Y(s)$$

■

**Corolario 2.1.** Sean  $X_1, X_2, \dots, X_n$  v.a.d. independientes con valores en  $\{0, 1, 2, \dots\}$  y con

funciones generatrices de probabilidad  $G_{X_1}(s), G_{X_2}(s), \dots, G_{X_n}(s)$  respectivamente

$$\implies G_{X_1+X_2+\dots+X_n}(s) = \prod_{i=1}^n G_{X_i}(s)$$

Si las  $X_i$  son “idénticas”  $\implies G_{X_1+X_2+\dots+X_n}(s) = (G_{X_1}(s))^n$

06/03/2024

**Teorema 2.10** (Unicidad). Sean  $X, Y$  dos v.a.d. con valores en  $\{0, 1, 2, \dots\}$  y con funciones generatrices de probabilidad  $G_X(s), G_Y(s)$  respectivamente

$$\implies G_X(s) = G_Y(s) \iff \forall n \geq 0 : P(X = n) = P(Y = n)$$

**Ejemplo 2.16.** Sean  $X \sim \text{POISSON}(\lambda) \wedge Y \sim \text{POISSON}(\mu)$  independientes con  $\lambda, \mu > 0$ . Definimos  $Z = X + Y$ .

$$\implies \forall x \geq 0 : P(Z = k) = P(X + Y = k) = \sum_{j=0}^k P(X = j \wedge Y = k - j) = \dots$$

Pero, a través de funciones generatrices obtenemos:

$$G_X(s) = e^{\lambda(s-1)} \wedge G_Y(s) = e^{\mu(s-1)} \implies G_Z(s) = e^{(\lambda+\mu)(s-1)} \implies Z \sim \text{POISSON}(\lambda + \mu)$$

**Ejemplo 2.17.**

1. Sean  $I_1, I_2, \dots, I_n$  v.a.d. independientes con  $\forall k \in \mathbb{N}_n : I_k \sim \text{BER}(p)$  y definimos  $Z = I_1 + I_2 + \dots + I_n$ .

$$\implies G_Z(s) = [(1-p) + ps]^n \implies Z \sim \text{BIN}(n, p)$$

2. Sean  $X \sim \text{BIN}(n, p) \wedge Y \sim \text{POISSON}(\lambda)$  independientes y definimos  $Z = X + Y$ .

$$\implies G_Z(s) = ((1-p) + ps)^n \cdot e^{\lambda(s-1)}$$



### 3 Variables aleatorias continuas

Hasta ahora en  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , una variable aleatoria  $X$  discreta era una función  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  tal que  $\exists N \subset \mathbb{N} : |X(\Omega)| = |N|$  y  $P(X = k) = P(X^{-1}(k))$ .

**Definición 3.1 (Variable aleatoria).** Sea  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espacio de probabilidad, la función  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  es una variable aleatoria

$$\iff \forall x \in \mathbb{R} : \{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x\} \in \mathcal{F}$$

**Proposición 3.1.**  $X$  es v.a.d.  $\implies X$  es variable aleatoria.

**Demostración.** Puedo describir el suceso  $\{X \leq x\}$  como unión numerable de sucesos

$$\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x\} = \bigcup_{y \in X(\Omega)} \{\omega \in \Omega : X(\omega) = y\}$$

Como la unión numerable de sucesos es un suceso,  $\{X \leq x\} \in \mathcal{F}$ . ■

**Definición 3.2 (Función de distribución).** Sea  $X$  una variable aleatoria,  $F_X: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  es su función de distribución  $\iff \forall x \in \mathbb{R} : \boxed{F_X(x) = P(X \leq x)}$

Sea  $X$  una v.a.d. que toma los valores  $x_1, x_2, \dots$  con probabilidades  $p_1, p_2, \dots$  y con función de masa  $p_X \implies F_X(x) = \sum_{x_i \leq x} P(X = x_i)$ . Es decir, es la función de masa acumulada.

**Lema 3.1.** En  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , sea  $X$  una variable aleatoria con función de distribución  $F_X$ .

$$(1) \lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1 \wedge \lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$$

$$\implies (2) F_X \text{ es no decreciente}$$

$$(3) F_X \text{ es continua por la derecha}$$

**Demostración.** (2)  $x < y \implies \{X \leq x\} \subseteq \{X \leq y\} \implies F_X(x) \leq F_X(y)$ . ■

**Teorema 3.1.** Sea  $F: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  una función que cumpla (1), (2) y (3) del lema anterior.

$$\implies \exists! X \text{ variable aleatoria} : F_X = F$$

**Demostración.** TODO: POR REVISAR Defino  $X(\omega) = \inf\{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq U(\omega)\}$  con  $U(\omega) \sim \text{UNIF}([0, 1])$ .

$$\begin{aligned} \bullet \quad X(\omega) \leq x &\iff \inf\{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq U(\omega)\} \leq x \iff F(X(\omega)) \geq U(\omega) \iff \\ &X(\omega) \in \{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq U(\omega)\} \end{aligned}$$

$$\bullet X(\omega) \leq x \implies F(X(\omega)) \geq U(\omega) \implies F(x) \geq F(X(\omega)) \geq U(\omega) \implies \{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq U(\omega)\} \subseteq \{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq F(X(\omega))\}$$

Entonces,  $X(\omega) = \inf\{x \in \mathbb{R} : F(x) \geq U(\omega)\} \implies F_X(x) = P(X \leq x) = P(U \leq F(x)) = F(x)$ . ■

**Moraleja:** Una variable aleatoria queda determinada por su función de distribución.

13/03/2024

Sea  $X$  una variable aleatoria con función de distribución  $F_X$  y  $a, b \in \mathbb{R}$ .

$$\implies P(a < X \leq b) = P(\{x \leq b\} \setminus \{x \leq a\}) = P(x \leq b) - P(x \leq a) = F_X(b) - F_X(a)$$

**Definición 3.3 (Variable aleatoria continua).** Sea  $X$  una variable aleatoria con función de distribución  $F_X$ , es continua

$$\iff \exists f_X \geq 0 : \left( F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(y) dy \right) \wedge \left( \int_{-\infty}^{\infty} f_X(y) dy = 1 \right)$$

$f_X$  se denomina la **función de densidad** de  $X$ .

**Observación 3.1.**

$$1. \forall a \in \mathbb{R} : P(X = a) = 0$$

**Demostración.** Por continuidad de la probabilidad,

$$\begin{aligned} \overline{P(X = a)} &= \lim_{h \rightarrow 0^+} P(a - h < X \leq a + h) = \lim_{h \rightarrow 0^+} F_X(a + h) - F_X(a - h) \\ &= \lim_{h \rightarrow 0^+} \left( \int_{-\infty}^a f_X(y) dy - \int_{-\infty}^{a-h} f_X(y) dy \right) = \lim_{h \rightarrow 0^+} \int_{a-h}^{a+h} f_X(y) dy = \overline{0} \end{aligned}$$

$$2. \text{ Cálculo de probabilidades: } \forall a \leq b : P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(y) dy$$

$$3. f_X(x) = \begin{cases} \frac{d}{dx} F_X(x), & \text{si } F_X \text{ es derivable en } x \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

**Ejemplo 3.1.**

1. Para cualquier  $f \geq 0$  tal que  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = c \in \mathbb{R}$  tenemos una variable aleatoria continua.

$$2. X \sim U(0, 1) \iff f_X(u) = \begin{cases} 1, & \text{si } u \in [0, 1] \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases} \implies F_X(u) = \begin{cases} 0, & \text{si } u < 0 \\ u, & \text{si } u \in [0, 1] \\ 1, & \text{si } u > 1 \end{cases}$$

$$3. X \sim \text{EXP}(\lambda) \iff f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{si } x \geq 0 \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases} = \lambda e^{-\lambda x} \cdot \mathbb{1}_{\{x \geq 0\}}(x) \\ \implies \forall x > 0 : F_X(x) = \int_{-\infty}^x \lambda e^{-\lambda y} dy = [-e^{-\lambda y}]_{-\infty}^x = 1 - e^{-\lambda x}$$

$$4. X \sim N(\mu, \sigma^2) \iff f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$\text{Pero la guay es } X \sim N(0, 1) \iff \phi(x) := f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

## 4 Ejercicios

### 4.1 Hoja 1

### 4.2 Hoja 2

7. b  $X \sim \text{GEOM}(p) \iff P(X > n+m|X > m) = P(X > n)$

**Solución:** Lo que nos está diciendo la caracterización es que una distribución geométrica no tiene memoria, la probabilidad de no tener éxito en los próximos  $n$  intentos no depende de los intentos anteriores.

**Demostración.** ( $\implies$ ) Suponemos que  $X \sim \text{GEOM}(p)$

$$\implies P(X > n+m|X > m) = \frac{P(X > n+m \wedge X > m)}{P(X > m)} = \frac{P(X > n+m)}{P(X > m)}$$

Como  $P(X > m) = (1-p)^m$  (por eso se llama geométrica), obtenemos

$$\boxed{P(X > n+m|X > m) = \frac{(1-p)^{n+m}}{(1-p)^m} = (1-p)^n = \boxed{P(X > n)}}$$

( $\impliedby$ ) Suponemos que  $P(X > n+m|X > m) = P(X > n)$

$$\implies \frac{P(X > n+m \wedge X > m)}{P(X > m)} = \frac{P(X > n)}{P(X > m)}$$

$$\implies P(X > n+m \wedge X > m) = P(X > n) \cdot P(X > m)$$

■

12. Sea  $X$  una v.a.d,  $X \sim \text{BINNEG}(n, p) \iff P(X = k) = \binom{k-1}{n-1} p^n (1-p)^{k-n}$ .

Esto significa que  $X$  es la suma de  $n$  v.a.d. independientes, con distribución  $\text{GEOM}(p)$ .

Comprobemos que  $\sum_{k=n}^{\infty} \binom{k-1}{n-1} p^n (1-p)^{k-n} = 1$

$$\sum_{k=n}^{\infty} \binom{k-1}{n-1} p^n (1-p)^{k-n} = \sum_{l=0}^{\infty} \binom{l+n-1}{n-1} p^n (1-p)^l = p^n \sum_{l=0}^{\infty} \binom{l+n-1}{n-1} (1-p)^l$$

Como sabemos que  $\frac{1}{(1-x)^{m+1}} = \sum_{l=0}^{\infty} \binom{l+m}{m} x^l$ , podemos tomar  $x = 1-p$  y  $m = n-1$ :

$$\implies \sum_{k=n}^{\infty} P(X = k) = \frac{p^n}{(1-(1-p))^{n-1+1}} = \frac{p^n}{p^n} = \boxed{1}$$

20. Cada día compramos 1 cromo de  $n$  totales que hay, con reposición. ¿Cuántos días esperamos hasta tener todos los cromos?

**Solución:** Sea  $T$  una v.a.d. igual a la cantidad de días hasta que terminamos la colección, queremos calcular  $E(T)$ . Se puede utilizar el modelo de distribución geométrica.

Si definimos  $T_i$  como la cantidad de días que esperamos hasta tener el cromo  $i$ -ésimo nuevo

sabiendo que tienes los  $i - 1$  anteriores, entonces:

$$\begin{aligned} \implies T_1 = 1 \wedge T_2 &\sim \text{GEOM} \left( \frac{n-1}{n} \right) \wedge T_3 \sim \text{GEOM} \left( \frac{n-2}{n} \right) \wedge \dots \\ \implies \forall i \in \mathbb{N}_n : T_i &\sim \text{GEOM} \left( 1 - \frac{i-1}{n} \right) \implies E(T_i) = \frac{n}{n-i} \end{aligned}$$

Además,  $T = T_1 + T_2 + \dots + T_n$ . Por linealidad de la esperanza:

$$\begin{aligned} E(T) &= \sum_{i=1}^n E(T_i) = \sum_{i=0}^{n-1} \frac{n}{n-i} = n \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1}{n-i} = n \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = nH_n \sim \ln n - \gamma + O\left(\frac{1}{n}\right) \\ \implies E(T) &= nH_n \approx n \ln n \end{aligned}$$