# TEORIA DE LA PROBABILITAT

# **ApuntsFME**

BARCELONA, OCTUBRE 2018

Darrera modificació: 15 d'octubre de 2018.

This work is licensed under a Creative Commons "Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International" license.



# Continguts

1	Espai de probabilitat			
	1.1	Definició axiomàtica de probabilitat	1	
		Desigualtats de Bonferroni	2	
	1.2	Probabilitat condicionada	4	
	1.3	Independència	5	
	1.4	Espai producte	5	
	1.5	Lema de Borel-Cantelli	6	
		Lema de Borel-Cantelli	7	
2	Variables aleatòries			
	2.1	Definició i propietats bàsiques de les variables aleatòries	9	
		Teorema de l'existència d'una funció de distribució	12	
	2.2	Esperança d'una variable aleatòria. Desigualtats de Markov i Chebyshev	13	
		Desigualtat de Markov	15	
		Desigualtat de Chebyshev	15	
	2.3	Vectors de variables aleatòries. Independència de variables aleatòries	16	
3	Variables aleatòries discretes			
	3.1	Definició i objectes relacionats	19	
	3.2	Funció generadora de probabilitat	20	
Índex alfabètic				

iv CONTINGUTS

## Tema 1

# Espai de probabilitat

### 1.1 Definició axiomàtica de probabilitat

**Definició 1.1.1.** Un espai de probabilitat és un espai de mesura  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  tal que  $p(\Omega) = 1$ . Diem que

- $\Omega$  és l'espai mostral,
- $\bullet$  A és el conjunt d'esdeveniments o de successos,
- ullet p és la funció de probabilitat.

**Observació 1.1.2.** Recordem que  $(\Omega, \mathcal{A})$  és un espai mesurable si  $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$  és una  $\sigma$ -àlgebra d' $\Omega$ , és a dir,

- i)  $\varnothing \in \mathcal{A}$ ,
- ii)  $A \in \mathcal{A} \iff \overline{A} \in \mathcal{A}$ ,
- iii) Si  $\{A_i\}_{i\in\mathbb{N}}\subseteq\mathcal{A}$ , aleshores  $\bigcup_{i\in\mathbb{N}}A_i\in\mathcal{A}$ .

I que  $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$  és un espai de mesura si  $\mu$  és una mesura sobre l'espai mesurable  $(\Omega, \mathcal{A})$ , és a dir,

- i)  $\mu(\varnothing) = 0$ ,
- ii)  $\forall A \in \mathcal{A}, \quad \mu(A) \ge 0,$
- iii) ( $\sigma$ -additivitat) Si  $\{A_i\}_{i\in\mathbb{N}}\subseteq\mathcal{A}$  és tal que  $\forall i\neq j,\ A_i\cap A_j=\varnothing,$  aleshores

$$\mu\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}}A_i\right)=\sum_{i\in\mathbb{N}}\mu(A_i).$$

**Proposició 1.1.3.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat. Aleshores,

i) Si 
$$A_1, \ldots, A_r \in \mathcal{A}$$
 són tals que  $\forall i \neq j, A_i \cup A_j = \emptyset$ , aleshores  $p\left(\bigcap_{i=1}^r A_i\right) = \sum_{i=1}^r p\left(A_i\right)$ .

ii) 
$$A \in \mathcal{A} \implies p(\overline{A}) = 1 - p(A)$$
.

iii) 
$$A, B \in \mathcal{A}, A \subseteq B \implies p(B \setminus A) = p(B) - p(A)$$
.

iv) 
$$A, B \in \mathcal{A}, A \subseteq B \implies p(A) \le p(B)$$
.

v) Successions monòtones:

a) Si 
$$\{A_i\}_{i\in\mathbb{N}}\subseteq\mathcal{A}$$
 són tals que  $A_i\subseteq A_{i+1}$ , aleshores  $p\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}}A_i\right)=\lim_{i\to\infty}p\left(A_i\right)$ .

b) Si 
$$\{A_i\}_{i\in\mathbb{N}}\subseteq\mathcal{A}$$
 són tals que  $A_i\supseteq A_{i+1}$ , aleshores  $p\left(\bigcap_{i\in\mathbb{N}}A_i\right)=\lim_{i\to\infty}p\left(A_i\right)$ .

#### Demostració.

- 1. Consequència directa de la  $\sigma$ -additivitat.
- 2. Conseqüència diecta de ii) usant que  $A = A \cup \overline{A}$ .
- 3. Com que  $A \subseteq B$ ,  $B = (B \setminus A) \cup A$  i, per tant,  $p(B \setminus A) = p(B) p(A)$ .
- 4. Conseqüència directa de iii) ja que  $p(B \setminus A) \ge 0$ .

5.

a) Sigui  $B_0 = A_0$  i per i > 0 sigui  $B_i = A_i \setminus A_{i-1}$ . Aleshores, es compleix que  $\forall i \neq j, \ B_i \cap B_j = \emptyset$  i que  $\bigcup_{i \in \mathbb{N}} B_i = \bigcup_{i \in \mathbb{N}} A_i$ , de manera que

$$p\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}} A_i\right) = p\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}} B_i\right) = \sum_{i\in\mathbb{N}} p\left(B_i\right) =$$

$$= \lim_{N\to\infty} \sum_{i=0}^{N} p\left(B_i\right) = \lim_{N\to\infty} p\left(\bigcup_{i=0}^{N} B_i\right) = \lim_{N\to\infty} p\left(A_N\right).$$

b) Anàleg al cas anterior.

Observem que l'apartat v) només es pot aplicar en casos molt particulars. En general, si tenim  $A_i, \ldots, A_r$  successos, hi ha estimacions per a  $p(\bigcup_{i=1}^r A_i)$ :

Teorema 1.1.4. Designaltats de Bonferroni.

Siguin  $A_1, \ldots, A_r \in \mathcal{A}$ , i per  $I \subseteq \{1, \ldots, r\}$  sigui  $A_I = \bigcap_{i \in I} A_i$ . Definim

$$S_k = \sum_{I \in \{1, \dots, n\}, \#I = k} p(A_I),$$

això és,  $S_1 = \sum p(A_i)$ ,  $S_2 = \sum_{i \neq j} p(A_i \cap A_j)$ ,.... Aleshores:

i) Si t és parell,

$$p\left(\bigcup_{i=1}^{r} A_i\right) \ge \sum_{i=1}^{r} (-1)^{i+1} S_i$$

ii) Si t és senar,

$$p\left(\bigcup_{i=1}^{r} A_i\right) \le \sum_{i=1}^{r} (-1)^{i+1} S_i$$

**Observació 1.1.5.** Amb els casos t = 1 (designaltat de Boole) i t = 2 es poden donar fites inferiors i superiors.

#### Exemple 1.1.6.

1. Espais de probabilitat numerables.

Prenem  $\Omega$  un conjunt numerable  $\Omega = \{a_i\}_{i\geq 1}$ . Prenem  $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  (que és una  $\sigma$ -àlgebra). Per a definir la probabilitat sobre  $(\Omega, \mathcal{A})$  prenem una successió  $\{p_i\}_{i\geq 1}$  tal que  $0 \geq p_i \geq 1$  que compleix que  $\forall i, p(a_i) = p_i$  i  $\sum_{i\geq 1} p_i = 1$ . Per tant, per a qualsevol element  $A \in \mathcal{A}$ , tenim que

$$p\left(\bigcup_{a\in A} \{a\}\right) = p(A) = \sum_{i\geq 1} p(\{a\}).$$

Si, a més,  $|\Omega| < +\infty$ ,  $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  té  $2^{|\Omega|}$  elements i si premnem  $\Omega = \{a_i\}_{i=1}^N$  i  $p_1 = p_2 = \cdots = p_N = \frac{1}{N}$  obtenim un espai clàssic de probabilitat.

2. Espai de probabilitat en  $[a, b] \subseteq \mathbb{R}$ .

Sigui  $\Omega = [a, b]$  i prenem  $\mathcal{A} = \mathcal{B} \cap [a, b]$  amb  $\mathcal{B}$  un borelià i com a funció de probabilitat  $p = \frac{\lambda}{b-a}$ , on  $\lambda$  és la mesura de Lebesgue. Observem que no podem prendre tot  $\mathbb{R}$  perquè no podem normalitzar  $\lambda(\mathbb{R})$ . Malgrat això, usant  $\lambda$  construirem més endavant funcions de probabilitat sobre  $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ .

3. Tirada indefinida d'una moneda.

En aquest cas tenim que  $\Omega = \{a_i\}_{i>1}, a_i \in \{0,1\}$  de la forma

00010001110110 . . . 01001110101101 . . . 100101111110010 . . .

sent 0 creu i 1 cara. Aquest conjunt és no numerable fàcilment demostrable amb l'argument de la diagonal de Cantor. Per a construir una  $\sigma$ -àlgebra sobre  $\Omega$  trobem una "bijecció" amb [0,1] de la forma

$$\varphi \colon \Omega \to [0,1] \subseteq \mathbb{R}$$
  
 $a = a_1 a_2 \dots \mapsto 0.a_1 a_2 \dots$ 

on  $0.a_1a_2...$  és un nombre en binari. No és una bijecció completa ja que hi ha elements diferents que van a la mateixa imatge degut als nombres que acaben en 1 periòdic, però al ser tots racionals, el conjunt d'aquests nombres és numerable i per tant té mesura nul·la. És per això que podem definir una  $\sigma$ -àlgebra sobre  $\Omega$  prenent  $\{\varphi^{-1}(A)\}_{A\subset\mathcal{B}\cup[0,1]}$ . Similarment ho fem amb la mesura.

#### 1.2 Probabilitat condicionada

**Definició 1.2.1.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i siguin  $A, B \in \mathcal{A}$ . Definim la probabilitat d'A condicionada a B com

$$p(A \mid B) = \frac{p(A \cap B)}{p(B)}.$$

**Observació 1.2.2.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $B \in \mathcal{A}$  tal que p(B) > 0. Aleshores, l'aplicació

$$p_B \colon \mathcal{A} \to \mathbb{R}$$
  
 $A \mapsto p_B(A) := p(A \mid B)$ 

defineix un espai de probabilitat  $(\Omega, \mathcal{A}, p_B)$ .

**Proposició 1.2.3.** Sigui I un conjunt numerable o finit i siguin  $\{A_i\}_{i\in I}\subseteq\mathcal{A}$  tals que

- i)  $p(A_i) > 0$ ,
- ii)  $i \neq j \implies A_i \cap A_i = \emptyset$ ,
- iii)  $\bigcup_{i \in I} A_i = \Omega$ .

Aleshores,

1) Probabilitat total:

$$p(B) = \sum_{i \in I} p(B \mid A_i) p(A_i), \quad \forall B \in \mathcal{A}.$$

2) Fórmula de Bayes:

$$p(A_i \mid B) = \frac{P(B \mid A_i) p(A_i)}{\sum_{j \in I} p(B \mid A_j) p(A_j)}, \quad \forall B \in \mathcal{A} \text{ amb } p(B) > 0.$$

Demostració.

1) Com que els  $A_i$  són disjunts i  $\bigcup_{i\in I}A_i=\Omega,\,\forall B\in\mathcal{A},\,B=\bigcup_{i\in I}B\cap A_i,$  i la unió és disjunta. Es té

$$p(B) = p\left(\bigcup_{i \in I} B \cap A_i\right) \stackrel{\sigma-add.}{=} \sum_{i \in I} p(B \cap A_i) = \sum_{i \in I} p(B|A_i)p(A_i).$$

$$p(A_i|B) \sum_{j \in I} p(B|A_j) p(A_j) \stackrel{i)}{=} p(A_i|B) p(B) =$$

$$\frac{p(B \cap A_i)}{p(B)} p(B) = p(B \cap A_i) = P(B \mid A_i) p(A_i).$$

**Problema 1.2.4.** Ruïna del jugador. Partim d'un capital de k unitats i, en cada jugada (sense memòria) augmenta o disminueix el capital en una unitat, amb probabilitats 1/2 i 1/2. El joc acaba si ens quedem sense capital o si assolim un objectiu N (N > k). Quina és la probabilitat de perdre tot el capital?

Solució. Sigui  $A_k$  el succés "el jugador, començant amb capital k, perd". Condicionem  $A_k$  a la primera tirada de la moneda, definim B: "la primera tirada surt cara".

$$p(A_k) = p(A_k|B)p(B) + p(A_k|\overline{B})p(\overline{B}) = p(A_k|B)\frac{1}{2} + p(A_k|\overline{B})\frac{1}{2}$$
  
 $\implies 2p(A_k) = p(A_{k-1}) + p(A_{k+1}) \implies p(A_k) - p(A_{k-1}) = p(A_{k+1}) - p(A_k) = C,$ 

el que ens diu que la diferència entre nivells és constant. Per tant  $p(A_k) = p(A_0) + kC$ . Sabent que  $p(A_0) = 1$  i  $p(A_N) = 0$  ens queda que

$$0 = 1 + CN \implies C = -\frac{1}{n} \implies p(A_k) = 1 - \frac{k}{N}.$$

### 1.3 Independència

**Definició 1.3.1.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat, sigui I un conjunt finit o numerable i sigui  $\{A_i\}_{i\in I}\subseteq \mathcal{A}$ . Diem que els esdeveniments  $A_i$  són independents si per tot  $J\subseteq I$  amb  $|J|\in \mathbb{N}$  es té que

$$p\left(\bigcap_{j\in J}A_j\right) = \prod_{j\in J}p\left(A_j\right).$$

### 1.4 Espai producte

Donats dos espais de probabilitat  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1, p_1)$  i  $(\Omega_2, \mathcal{A}_2, p_2)$ , volem construir un nou espai de probabilitat  $(\Omega_3, \mathcal{A}_3, p_3)$  que codifiqui els dos espais de probabilitat inicials. A aquest espai de probabilitat l'anomenarem espai de probabilitat producte.

**Definició 1.4.1.** Siguin  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1, p_1)$  i  $(\Omega_2, \mathcal{A}_2, p_2)$  dos espais de probabilitat. Anomenem espai de probabilitat producte a la terna  $(\Omega_3, \mathcal{A}_3, p_3)$  tal que

- i)  $\Omega_3 = \Omega_1 \times \Omega_2$
- ii)  $\mathcal{A}_3 = \sigma \left( \mathcal{A}_1 \times \mathcal{A}_2 \right) \left( \sigma$ -àlgebra generada per  $\mathcal{A}_1 \times \mathcal{A}_2 \right)$
- iii)  $p_3$  és una funció de probabilitat que cumpleix que  $\forall A_1, A_2$  t. q.  $A_1 \times A_2 \in \mathcal{A}_1 \times \mathcal{A}_2$  aleshores  $p_3(A_1 \times A_2) = p_1(A_1) p_2(A_2)$ .

**Observació 1.4.2.**  $p_3$  està ben definida ja que pel Teorema d'extensió de Carathéodory podem construir una  $\sigma$ -àlgebra sobre  $\Omega_1 \times \Omega_2$  a partir d'una extensió de  $\sigma(\mathcal{A}_1 \times \mathcal{A}_2)$  i restringir  $p_3$  segons iii).

**Observació 1.4.3.** Podem extendre  $\lambda$  (la mesura de Lebesgue) a  $\mathbb{R}^2$  de la següent forma. Sabem que  $([0,1],\mathcal{B}\cap[0,1],\lambda_{[0,1]})$  és un espai de probabilitat. Aleshores

$$\left([0,1]\times[0,1],\sigma\left(\mathcal{B}\cap[0,1]\times\mathcal{B}\cap[0,1]\right),\lambda_{[0,1]\times[0,1]}\right)$$

defineix un espai de probabilitat a  $\mathbb{R}^2$ .

**Problema 1.4.4.** Agulla de Buffon. Considerem el pla  $\mathbb{R}^2$  tesel·lat amb linies paral·leles indefinides separades per una distància L. Llancem una agulla de longitud  $l \leq L$  sobre el pla. Trobar quina és la probabilitat que l'agulla toqui una de les linies.

Solució. Considerarem dues variables: x com la distància del centre de l'agulla a la linia més propera i  $\theta$  com l'angle de l'agulla amb la direcció de les lines. Tenim que  $x \in \left[0, \frac{L}{2}\right]$  i  $\theta \in \left[0, \pi\right)$  i per tant,  $\Omega = \left[0, \frac{L}{2}\right] \times \left[0, \pi\right)$ ,  $\mathcal{A}$  són els borelians del conjunt i p la mesura de Lebesgue normalitzada en  $\mathcal{A}$ . Sigui  $A \in \mathcal{A}$  l'esdeveniment "l'agulla talla una recta" i  $\omega \in \Omega$  una tirada. Aleshores  $w \in A \iff x \leq \frac{l}{2}\sin\theta$ . Per tant,

$$p(A) = \frac{\int_0^{\pi} \frac{l}{2} \sin \theta \, d\theta}{\frac{L\pi}{2}} = \frac{2l}{L\pi}.$$

### 1.5 Lema de Borel-Cantelli

Siguin  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i  $\{A_n\}_{n\geq 1}\subseteq \mathcal{A}$ . Volem donar-li un sentit a "límit de  $\{A_n\}_{n\geq 1}$ ". Farem com a  $\mathbb{R}$  i definirem els límits superior i inferior (que sempre existiran) i, si coincideixen, aquest serà el límit.

**Definició 1.5.1.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat. Donats  $\{A_n\}_{n\geq 1} \subseteq \mathcal{A}$ , definim els límits superior i inferior de la successió de successos  $\{A_n\}_{n\geq 1}$  com

$$\limsup_{n \to \infty} A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k,$$
$$\liminf_{n \to \infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} A_k.$$

Observació 1.5.2. Els dos límits pertanyen a  $\mathcal{A}$  ja que son unió i intersecció numerable de sucessos.

**Proposició 1.5.3.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i siguin  $\{A_n\}_{n\geq 1}\subseteq \mathcal{A}$ . Aleshores,

- i)  $\liminf_{n\to\infty} A_n = \{\omega \in \Omega \colon \exists m \equiv m(\omega) \text{ amb } \omega \in A_r \ \forall r \geq m(\omega) \},$
- ii)  $\limsup_{n\to\infty} A_n = \{\omega \in \Omega : \omega \text{ pertany a un nombre infinit dels } A_n\},$
- iii)  $\lim_{n\to\infty} \inf A_n \subseteq \lim \sup_{n\to\infty} A_n$ .

Demostració.

- i)  $\omega \in \liminf A_n \iff \omega \in \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} A_k \iff \exists m \equiv m(\omega) \text{ t. q. } \omega \in \bigcap_{k=m(\omega)}^{\infty} A_k, \text{ és a dir, si } \exists m \equiv m(\omega) \text{ t. q. } \omega \in A_r \quad \forall r \geq m(\omega).$
- ii)  $\omega \in \limsup A_n \iff \omega \in \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k \iff \omega \in \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k \quad \forall n \iff \forall n, \exists n_0 \ge n \text{ t. q. } \omega \in A_{n_0} \iff \omega \text{ pertany a un nombre infinit dels } A_n.$
- iii) Si  $\omega \in \liminf A_n$ , aleshores  $\omega \in A_r$ ,  $\forall r \geq m(\omega)$ , de manera que pertany a un nombre infinit dels  $A_n$  i, en conseqüència, pertany a  $\limsup A_n$ .

**Proposició 1.5.4.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i siguin  $\{A_n\}_{n\geq 1}\subseteq \mathcal{A}$ , amb  $\lim A_n = A$ . Aleshores,  $p(A) = p(\lim A_n) = \lim p(A_n)$  i aquest límit existeix.

Demostració. Definim  $B_n = \bigcup_{k \geq n} A_k$  i  $C_n = \bigcap_{k \geq n} A_k$ . Observem que  $\{B_n\}_{n \geq 1}$  és decreixent i que  $\{B_n\}_{n \geq 1}$  és creixent. Naturalment,  $C_n \subseteq A_n \subseteq B_n$ ,  $\limsup A_n = \bigcap_{n \geq 1} B_n$  i  $\liminf A_n = \bigcup_{n \geq 1} C_n$ .

Vegem que  $p(\liminf A_n) \leq \liminf p(A_n)$ .

$$p\left(\liminf A_n\right) = p\left(\bigcup_{n\geq 1} C_n\right) = \lim p\left(C_n\right) = \lim p\left(\bigcap_{k\geq n} A_k\right) \leq \liminf p\left(A_n\right).$$

Al darrer pas hem utilitzat el fet que  $p\left(\bigcap_{k\geq n}A_k\right)\leq p\left(A_n\right)$ . Anàlogament, tenim que  $\limsup p\left(A_n\right)\leq p\left(\limsup A_n\right)$ . Així doncs,

$$p\left(\liminf A_n\right) \le \liminf p\left(A_n\right) \le \limsup p\left(A_n\right) \le p\left(\limsup A_n\right).$$

Atàs que  $p(\liminf A_n) = p(\limsup A_n) = p(A)$ , concloem que

$$\lim\inf p(A_n) = \lim\sup p(A_n) = \lim p(A_n) = p(A).$$

Teorema 1.5.5. Lema de Borel-Cantelli.

Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i siguin  $\{A_n\}_{n\geq 1}\subseteq \mathcal{A}$ . Aleshores,

i) 
$$\sum_{n\geq 1} p(A_n) < \infty \implies p(\limsup A_n) = 0.$$

ii) Si 
$$\{A_n\}_{n\geq 1}$$
 és independent,  $\sum_{n\geq 1} p(A_n) = \infty \implies p(\limsup A_n) = 1$ .

Demostració. Posem  $A = \limsup_{n \ge 1} A_n = \bigcap_{n \ge 1} \bigcup_{k \ge n} A_k$ .

i) Sabem que

$$0 \le p(A) \le p\left(\bigcup_{k \ge n} A_k\right) \le \sum_{k \ge n} p(A_k), \, \forall n \in \mathbb{N}$$

i que  $\sum_{n\geq 1} p(A_n) < \infty$ , de manera que  $\lim \sum_{k\geq n} p(A_k) = 0$  i immediatament deduïm que p(A) = 0.

ii) Observem primer que  $\overline{A} = \bigcap_{n \geq 1} \bigcup_{k \geq n} A_k = \bigcup_{n \geq 1} \bigcap_{k \geq n} \overline{A_k} = \liminf \overline{A_n}$ . Veurem que  $p(\overline{A}) = 0$ . Calculem  $p(\bigcap_{m \geq n} \overline{A_m})$ .

$$0 \le p \left(\bigcap_{m \ge n} \overline{A_m}\right) = \lim_{r \to \infty} p \left(\bigcap_{m=n}^r \overline{A_m}\right) = \lim_{r \to \infty} \prod_{m=n}^r \left(p\left(\overline{A_m}\right)\right) =$$

$$= \lim_{r \to \infty} \prod_{m=n}^r \left(1 - p\left(A_m\right)\right) \le \lim_{r \to \infty} \prod_{m=n}^r \left(e^{-p(A_m)}\right) =$$

$$= \lim_{r \to \infty} e^{-\sum_{m=n}^r p(A_m)} = 0,$$

de manera que  $p\left(\bigcap_{m\geq n}\overline{A_m}\right)=0,\,\forall n\in\mathbb{N}.$  Finalment,

$$0 \le p\left(\overline{A}\right) = p\left(\bigcup_{n \ge 1} \bigcap_{m \ge n} \overline{A_m}\right) \le \sum_{n \ge 1} p\left(\bigcap_{m \ge n} \overline{A_m}\right) = 0 + 0 + \dots = 0,$$

i concloem que p(A) = 1.

# Tema 2

# Variables aleatòries

## 2.1 Definició i propietats bàsiques de les variables aleatòries

**Definició 2.1.1.** Siguin  $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$  i  $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$  espais mesurables. Diem que  $X \colon \Omega_1 \to \Omega_2$  és una variable aleatòria si

$$X^{-1}(A_2) \in \mathcal{A}_1, \, \forall A_2 \in \mathcal{A}_2.$$

En aquest curs, sempre pendrem  $(\Omega_2, \mathcal{A}_2) = (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ . Per tant, quan parlem de variable aleatòria ens estarem referint a una aplicació  $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$  amb  $B \in \mathcal{B} \implies X^{-1}(B) \in \mathcal{A}$ , on  $(\Omega, \mathcal{A})$  és un espai de mesura.

#### Exemple 2.1.2.

1. Sigui  $(\Omega, \mathcal{A})$  un espai de mesura. Aleshores,  $\forall c \in \mathbb{R}$ , l'aplicació

$$X \colon \Omega \to \mathbb{R}$$
$$\omega \mapsto c$$

és una variable aleatòria, atès que,  $\forall B \in \mathcal{B}$ , es té que

$$X^{-1}(B) = \begin{cases} \Omega, & \text{si } c \in B, \\ \emptyset, & \text{si } c \notin B. \end{cases}$$

- 2. Siguin X i Y variables aleatòries. Aleshores, també son variables aleatòries les següents funcions.
  - $\bullet$  X + Y
  - $\bullet X Y$
  - aX,  $\forall a \in \mathbb{R}$
  - XY
  - $\bullet |X|$
  - $\max\{X,Y\}$
  - $\min\{X,Y\}$

- X<sup>+</sup>
- X<sup>-</sup>
- g(X,Y), on  $g: \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}$  és una funció mesurable.
- 3. Sigui  $(\Omega, \mathcal{A})$  un espai de mesura i sigui  $A \in \mathcal{A}$ . Definim la variable aleatòria indicadora d'A com

$$\mathbb{I}_{A} \equiv \mathbb{1}_{A} \colon \Omega \to \mathbb{R}$$

$$\omega \mapsto \mathbb{I}_{A} (\omega) = \begin{cases} 0, & \text{si } \omega \notin A, \\ 1, & \text{si } \omega \in A. \end{cases}$$

Vegem que, efectivament, es tracta d'una variable aleatòria. Sigui  $B \in \mathcal{B}$ . Aleshores,

$$\mathbb{I}_{A}^{-1}(B) = \begin{cases}
\Omega, & \text{si } 0 \in B, 1 \in B, \\
\overline{A}, & \text{si } 0 \in B, 1 \notin B, \\
A, & \text{si } 0 \notin B, 1 \in B, \\
\varnothing, & \text{si } 0 \notin B, 1 \notin B.
\end{cases}$$

**Observació 2.1.3.** A partir d'ara, emprarem la notació següent. Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $B \in \mathcal{B}$ , escrivim

$$p(X \in B) := p\left(\left\{\omega \in \Omega \mid \omega \in X^{-1}(B)\right\}\right).$$

Exemple 2.1.4. 
$$p(X \le 2) = p(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \le 2\})$$
.

**Observació 2.1.5.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui X una variable aleatòria. X indueix una funció de probabilitat  $P_X$  sobre l'espai de mesura  $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ 

$$P_X(B) := p(X \in B).$$

És a dir,  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, P_x)$  és un espai de probabilitat. Comprovem, primer, que és un espai de mesura.

- i)  $P_X(\varnothing) = p\left(\left\{\omega \in \Omega \mid \omega \in X^{-1}(\varnothing)\right\}\right) = p(\varnothing) = 0$ , atès que p és una funció de probabilitat.
- ii)  $0 \le p\left(\left\{\omega \in \Omega \mid \omega \in X^{-1}\left(B\right)\right\}\right) = P_X\left(B\right)$ , atès que p és una funció de probabilitat.
- iii) Si  $\{B_i\}_{i\in\mathbb{N}}\subseteq\mathcal{B}$  són disjunts dos a dos, aleshores  $\{X^{-1}(B_i)\}_{i\in\mathbb{N}}\subseteq\mathcal{A}$  també són disjunts dos a dos. I, per ser p una funció de probabilitat, es té que

$$P_X\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}}B_i\right) = p\left(\left\{\omega\in\Omega\mid\omega\in X^{-1}\left(\bigcup_{i\in\mathbb{N}}B_i\right)\right\}\right) =$$

$$= \sum_{i\in\mathbb{N}}p\left(\left\{\omega\in\Omega\mid\omega\in X^{-1}\left(B_i\right)\right\}\right) =$$

$$= \sum_{i\in\mathbb{N}}P_X\left(B_i\right).$$

A més a més, per ser p una funció de probabilitat,

$$P_X(\mathbb{R}) = p\left(\left\{\omega \in \Omega \mid \omega \in X^{-1}(\mathbb{R})\right\}\right) = p(\Omega) = 1$$

i  $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, P_x)$  és un espai de probabilitat.

**Observació 2.1.6.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A})$  un espai mesurable. Recordem que  $X : \Omega \to \mathbb{R}$  és una funció mesurable si i només si  $X^{-1}((-\infty, a]) \in \mathcal{A}, \forall a \in \mathbb{R}$ .

**Definició 2.1.7.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui X una variable aleatòria. Anomenem funció de distribució de probabilitat d'X a l'aplicació

$$F_X \colon \mathbb{R} \to [0, 1]$$
  
 $x \mapsto F_X(x) = p(X \le x) = P_X((-\infty, x]).$ 

**Proposició 2.1.8.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $F_X$  la funció de distribució de probabilitat d'una variable aleatòria X sobre  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$ . Aleshores,

- i)  $x_1 \le x_2 \implies F_X(x_1) \le F_X(x_2)$ .
- ii)  $\lim_{x \to -\infty} F_X(x) = 0$  i  $\lim_{x \to \infty} F_X(x) = 1$ .
- iii)  $F_X$  és contínua per la dreta, és a dir,  $\lim_{h\to 0^+} F_X\left(x+h\right) = F_X\left(x\right)$ .

Demostració.

- i)  $F_X\left(x_1\right) = p\left(\left\{\omega \in \Omega \mid X\left(\omega\right) \leq x_1\right\}\right) \leq p\left(\left\{\omega \in \Omega \mid X\left(\omega\right) \leq x_2\right\}\right) = F_X\left(x_2\right)$ , atès que  $\left\{\omega \in \Omega \mid X\left(\omega\right) \leq x_1\right\} \subseteq \left\{\omega \in \Omega \mid X\left(\omega\right) \leq x_2\right\}$  i que p és una funció mesurable.
- ii) Vegem que  $\forall \{x_n\}_{n\in\mathbb{N}}$  tal que  $\lim_{n\to\infty} x_n = -\infty$ , es té que  $\lim_{n\to\infty} F_X(x_n) = 0$ . Definim  $A_n = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x_n\}$ . Tenim que  $\varnothing \subseteq \liminf A_n \subseteq \limsup A_n$ . A més,  $\limsup A_n = \varnothing$  perquè, altrament, hi hauria un nombre infinit de conjunts  $A_n$  contenint un  $\omega \in \Omega$  determinat. Per tant,

$$\lim_{n \to \infty} F_X(x_n) = \lim_{n \to \infty} p(A_n) = p\left(\lim_{n \to \infty} A_n\right) = p(\varnothing) = 0.$$

Anàlogament, es demostra que  $\lim_{x\to\infty} F_X(x) = 1$ .

iii) Fixat x, volem veure que  $\lim_{h\to 0^+} F_X(x+h) = F_X(x)$ .

Prenem  $C_n = \{ \omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x + h_n \}$ , on  $\{h_n\}$  és una successió de reals no negatius amb límit zero. Aleshores,  $\liminf C_n = \limsup C_n = \{ \omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x \}$ . Això ens diu que

$$\lim_{n \to \infty} F_X(x + h_n) = \lim_{n \to \infty} p(C_n) = p\left(\lim_{n \to \infty} C_n\right) = p(C) = F_X(x).$$

Com això és cert  $\forall h$  t. q.  $\{h_n\} \to 0$ , tenim que  $\lim_{h \to 0^+} F_X(x+h) = F_X(x)$ .

**Observació 2.1.9.** En general no podem assegurar que sigui contínua per l'esquerra. Fent la mateixa prova prenent  $x - h_n$  amb  $h_n \to 0^+$  en comptes de  $x + h_n$ , obtenim que  $C = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) < x\}$  i, per tant

$$\lim_{h \to 0^{-}} F_X(x+h) = p(X < x) = F_X(x) - p(X = x).$$

**Lema 2.1.10.** Sigui  $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  una funció creixent i fitada. Aleshores f és mesurable Lebesgue.

Demostració. Suposem que f té un nombre no numerable de discontinuïats. Observem que totes les discontinuïtats són de salt. Sigui  $D \subseteq \mathbb{R}$  el conjunt de punts on f és discontínua. Aleshores, tenim que, per tots els punts  $x_d \in D$ , existeixen els límits  $\lim_{x \to x_d^+} f(x)$  i  $\lim_{x \to x_d^-} f(x)$ . Definim, per tot  $n \in \mathbb{N}$ , els conjunts

$$A_{n} = \left\{ x_{d} \in D \mid \frac{1}{n+1} \le \lim_{x \to x_{d}^{+}} f(x) - \lim_{x \to x_{d}^{-}} f(x) < \frac{1}{n} \right\},\,$$

on cometem l'abús de notació  $\frac{1}{0} = \infty$ . Com que D és no numerable, hi ha un nombre numerable de conjunts  $A_n$  i  $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n = D$ , necessàriament  $\exists n \in \mathbb{N}$  tal que  $|A_n| \notin \mathbb{N}$ . Per tant, hi ha un nombre infinit de salts de, com a mínim  $\frac{1}{n+1}$ , la qual cosa contradiu la hipòtesi que f és fitada. Per tant, f té un nombre numerable de discontinuïtats i és, doncs, mesurable.

**Teorema 2.1.11.** Teorema de l'existència d'una funció de distribució. Sigui  $F: \mathbb{R} \to [0,1]$  una funció de probabilitat tal que

- i)  $x_1 \le x_2 \implies F_X(x_1) \le F(x_2)$ .
- ii)  $\lim_{x \to -\infty} F(x) = 0$  i  $\lim_{x \to \infty} F(x) = 1$ .
- iii) F és contínua per la dreta, és a dir,  $\lim_{h\to 0^+}F\left(x+h\right)=F\left(x\right)$ .

Aleshores, existeixen un espai de probabilitat  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  i una variàble aleatòria  $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$  tals que  $F_X(x) = F(x)$ .

 $Demostraci\acute{o}$ . Prenem  $(\Omega, \mathcal{A}, p) = ([0, 1], \mathcal{B} \cap [0, 1], \lambda_{[0, 1]})$  i definim

$$X \colon [0,1] \to [0,1]$$
  
 $\omega \mapsto X(\omega) = \sup \{ y \in \mathbb{R} \mid F(y) \le \omega \}.$ 

Observem que a tots els punts on F és contínua X també ho és, de manera que X és una funció mesurable. Vegem que  $F_X(x) = F(x)$ ,  $\forall x \in \mathbb{R}$ . Donat  $x \in \mathbb{R}$ , definim els conjunts

$$A = \left\{ \omega \in [0, 1] \mid X(\omega) \le x \right\},$$
  
$$B = \left\{ \omega \in [0, 1] \mid \omega \le F(x) \right\}$$

i observem que

$$P(A) = P(X \le x) = F_X(x),$$
  

$$P(B) = \lambda ([0, F(x)]) = F(x).$$

Si demostrem que A = B, haurem acabat.

- $\omega \in B \implies \omega \le F(x) \implies x \notin \{y \in \mathbb{R} \mid F(y) < \omega\} \implies x \ge X(\omega) \implies \omega \in A$ .
- $\omega \notin B \implies \omega > F(x) \implies \exists \varepsilon > 0 \text{ t.q. } \omega > F(x+\varepsilon) \implies x(\omega) \ge x+\varepsilon > x \implies X(\omega) > x \implies \omega \notin A.$

# 2.2 Esperança d'una variable aleatòria. Desigualtats de Markov i Chebyshev

**Definició 2.2.1.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $X : \Omega \to \mathbb{R}$  una variable aleatòria. Com ja sabem, X indueix una probabilitat  $P_X$  sobre  $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ . Definim l'esperança de la variable aleatòria d'X,  $\mathbb{E}[X]$  com

$$\mathbb{E}[X] = \int_{\Omega} X \, \mathrm{d}p = \int_{\mathbb{R}} x \, \mathrm{d}P_X,$$

si existeix aquesta integral.

Observació 2.2.2. La demostració que aquestes dues integrals són iguals resulta de l'aplicació de la definició de la integral de Lebesgue, però escapa dels objectius d'aquest curs i no l'escriurem.

**Observació 2.2.3.** Igual que es va veure al curs de teoria de la mesura, pot ser que  $\mathbb{E}[X]$  no existeixi o que sigui infinita. No obstant això, atès que  $|\int_{\Omega} f \, \mathrm{d}p| \leq \int_{\Omega} |f| \, \mathrm{d}p$ , sovint demanarem que  $\mathbb{E}[|X|] \leq +\infty$  per poder afirmar que  $\mathbb{E}[X] \leq +\infty$ .

**Exemple 2.2.4.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $A \in \mathcal{A}$ . Considerem la variable aleatòria

$$X(\omega) = \mathbb{I}_A(\omega) = \begin{cases} 0, & \text{si } \omega \in \mathbb{A}, \\ 1, & \text{si } \omega \notin \mathbb{A}. \end{cases}$$

Observem que, donat  $B \in \mathcal{B}$ ,

$$P_{\mathbb{I}_{A}}(B) = \begin{cases} 1, & \text{si } 0, 1 \in B, \\ p(A), & \text{si } 0 \notin B, 1 \in B, \\ p(\overline{A}), & \text{si } 0 \in B, 1 \notin B, \\ 0, & \text{si } 0, 1 \notin B. \end{cases}$$

Així, podem calcular l'esperança amb les dues integrals i comprovar que el resultat és el matex.

$$\mathbb{E}[\mathbb{I}_A] = \int_{\Omega} \mathbb{I}_A \, \mathrm{d}p = 1 \cdot p(A) + 0 \cdot p(\overline{A}) = p(A),$$

$$\mathbb{E}[\mathbb{I}_A] = \int_{\mathbb{R}} x \, \mathrm{d}P_{\mathbb{I}_A} = 1 \cdot P_{\mathbb{I}_A} \left( \{1\} \right) + 0 \cdot P_{\mathbb{I}_A} \left( \{0\} \right) + \int_{\mathbb{R} \setminus \{0,1\}} x \, \mathrm{d}P_{\mathbb{I}_A} = P_{\mathbb{I}_A} \left( \{1\} \right) = p \left( A \right).$$

**Proposició 2.2.5.** Sigui  $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  una funció mesurable i sigui X una variable aleatòria. Aleshores, f(X) és una variable aleatòria i

$$\mathbb{E}[f(X)] = \int_{\Omega} f(X) \, \mathrm{d}p = \int_{\mathbb{R}} x \, \mathrm{d}P_{f(X)}.$$

Demostraci'o. Si f és mesurable, aleshores f(X) també, de manera que f(X) és una varible aleatòria i la resta segueix de la definici\'o.

**Definició 2.2.6.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$  una variable aleatòria. Aleshores, definim

• Moment d'ordre r d'X:

$$\mathbb{E}\left[X^{r}\right]$$
,

on  $r \in \mathbb{R}$  i hem suposat que  $\mathbb{E}[|X|^r] < +\infty$ .

• Moment factorial d'ordre r d'X:

$$\mathbb{E}\left[ (X)_r \right] = X \left( X - 1 \right) \cdots \left( X - r + 1 \right),$$

on  $r \in \mathbb{N}$ .

• Variància d'X:

$$\mathbb{V}$$
ar  $[X] = \mathbb{E}\left[\left(X - \mathbb{E}\left[X\right]\right)^2\right]$ .

• Desviació típica d'X:

$$\sigma = \sqrt{\mathbb{V}\mathrm{ar}\left[X\right]}.$$

**Proposició 2.2.7.** Siguin X, Y variables aleatòries, siguin  $a, b \in \mathbb{R}$  i sigui  $A \in \mathcal{A}$ . Es tenen les següents propietats de l'esperança.

- $\mathbb{E}[a] = a$ ,
- $\mathbb{E}[aX + bY] = a\mathbb{E}[X] + b\mathbb{E}[Y],$
- $\mathbb{E}\left[\mathbb{I}_A\right] = p\left(A\right)$ ,
- $|\mathbb{E}[X]| \leq \mathbb{E}[X]$ .

Es tenen les següents propietats de la variància.

- $\operatorname{Var}[X] = \mathbb{E}\left[\left(X \mathbb{E}[X]\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[X^2 + \mathbb{E}[X]^2 2X\mathbb{E}[X]\right] = \mathbb{E}\left[X^2\right] + \mathbb{E}[X]^2 2\mathbb{E}[X]^2 = \mathbb{E}\left[X^2\right] \mathbb{E}[X]^2,$
- $\operatorname{Var}\left[a\right] = 0$ ,
- $\operatorname{Var}\left[a+X\right] = \operatorname{Var}\left[X\right],$
- $\operatorname{\mathbb{V}ar}\left[aX\right] = a^2 \operatorname{\mathbb{V}ar}\left[X\right].$

**Proposició 2.2.8.** Designaltat de Holder. Signin X, Y variables aleatòries i signin  $p, q \in \mathbb{R}$  tals que  $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ . Si  $\mathbb{E} [|X|^p], \mathbb{E} [|Y|^q] < +\infty$ , aleshores

$$\mathbb{E}\left[ \left| XY \right| \right] \leq \mathbb{E}\left[ \left| X \right|^p \right]^{\frac{1}{p}} \mathbb{E}\left[ \left| Y \right|^q \right]^{\frac{1}{q}} < +\infty.$$

Designatat de Cauchy-Schwarz. Siguin X, Y variables aleatòries. Si  $\mathbb{E}\left[|X|^2\right], \mathbb{E}\left[|Y|^2\right] < +\infty$ , aleshores

$$\mathbb{E}\left[\left|XY\right|\right] \leq \mathbb{E}\left[\left|X\right|^{2}\right]^{\frac{1}{2}} \mathbb{E}\left[\left|Y\right|^{2}\right]^{\frac{1}{2}} < +\infty.$$

Designaltat de Minkowsky. Siguin X,Y variables aleatòries i sigui  $p \in \mathbb{R}$ . Si  $\mathbb{E}\left[\left|X\right|^p\right]$ ,  $\mathbb{E}\left[\left|Y\right|^p\right] < +\infty$ , aleshores

$$\mathbb{E}\left[\left|X+Y\right|^{p}\right]^{\frac{1}{p}} \leq \mathbb{E}\left[\left|X\right|^{p}\right]^{\frac{1}{p}} + \mathbb{E}\left[\left|Y\right|^{p}\right]^{\frac{1}{p}} < +\infty.$$

Demostració. Tots aquests resultats són l'aplicació de les designaltats corresponents demostrades al curs de teoria de la mesura.

**Observació 2.2.9.** La designaltat de Cauchy-Schwarz és el cas particular p=q=2 de la designaltat de Holder.

#### Teorema 2.2.10. Designatat de Markov.

Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat, sigui  $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$  una variable aleatòria amb X > 0 i sigui  $a \in \mathbb{R}^+$ . Aleshores,

$$P(X \ge a) \le \frac{\mathbb{E}[X]}{a}.$$

Demostració. Sigui  $A = \{ \omega \in \Omega \mid X(\omega) \geq a \}$ . Com que X és mesurable, A és un succés. Observem que

$$a\mathbb{I}_{A}\left(\omega\right)\leq X\left(\omega\right),\,\forall\omega\in\Omega.$$

Aleshores,

$$ap(X \ge a) = \mathbb{E}\left[a\mathbb{I}_A(\omega)\right] \le \mathbb{E}\left[X(\omega)\right] = \mathbb{E}\left[X\right].$$

#### Teorema 2.2.11. Designatat de Chebyshev.

Sigui X una variable aleatòria amb  $\mathbb{E}[X] < +\infty$ ,  $\mathbb{V}$ ar [X] i  $\mathbb{V}$ ar  $[X] \neq 0$ . Aleshores, per tot k > 0, es té que

$$P\left(\left|X - \mathbb{E}\left[X\right]\right| \ge k \operatorname{\mathbb{V}ar}\left[X\right]^{\frac{1}{2}}\right) \le \frac{1}{k^2}.$$

Demostració. Posem  $Y := |X - \mathbb{E}[X]|$ . Observem que Y és una variable aleatòria. Tenim que, per tot a > 0,

$$P(Y \ge a) = P(|X - \mathbb{E}[X]| \ge a) =$$

$$= P((X - \mathbb{E}[X])^2 \ge a^2) \le$$

$$\le \frac{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]}{a^2} =$$

$$= \frac{\mathbb{Var}[X]}{a^2},$$

on hem aplicat la desigual<br/>tat de Markov. Prenent ara  $a=k\,\mathbb{V}\mathrm{ar}\,[X]^{\frac{1}{2}},$  deduïm el resultat volgut. <br/>

**Observació 2.2.12.** Quan Var[X] = 0, seguim tenint que, per tot a > 0,

$$0 \le P\left(\left|X - \mathbb{E}\left[X\right]\right| \ge a\right) \le \frac{\mathbb{V}\mathrm{ar}\left[X\right]}{a^2} = 0,$$

i tenim que  $P(X = \mathbb{E}[X]) = 1$ .

# 2.3 Vectors de variables aleatòries. Independència de variables aleatòries

**Definició 2.3.1.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat. Diem que un vector de variables aleatòries o una variable aleatòria multidimensional de dimansió n és una funció mesurable  $\vec{X} : \Omega \to \mathbb{R}^n$ .

Observació 2.3.2. La funció

$$\pi_i \colon \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$$
  
 $(x_1, \cdots, x_n) \mapsto x_i$ 

és una funció mesurable. Per tant, les components  $\pi_i \circ \vec{X} = \pi_i \left( \vec{X} \right) = X_i \ d'\vec{X}$  són variables aleatòries.

**Definició 2.3.3.** Sigui  $\vec{X} = (X_1, \dots, X_n)$  un vector de variables aleatòries de dimensió n. Anomenem funció de distribució de probabilitat d' $\vec{X}$  a

$$F_{\vec{X}}(x_1,\ldots,x_n) = P(X_1 \le x_1,\ldots,X_n \le x_n).$$

**Proposició 2.3.4.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un espai de probabilitat i sigui  $\vec{X} = (X, Y) : \Omega \to \mathbb{R}^2$  un vector de variables aleatòries amb funció de distribució  $F_{\vec{X}}(x, y)$ . Aleshores,

- i)  $\lim_{(x,y)\to(-\infty,-\infty)} F_{\vec{x}}(x,y) = 0$  i  $\lim_{(x,y)\to(+\infty,+\infty)} F_{\vec{x}}(x,y) = 1$ .
- ii)  $x_1 \leq x_2 \implies F_{\vec{X}}(x_1, y) \leq F_{\vec{X}}(x_2, y), \forall y \in \mathbb{R}.$
- iii)  $\lim_{(x,y)\to(x_0^+,y_0^+)} F_{\vec{x}}(x,y) = F_{\vec{X}}(x_0,y_0).$
- iv)  $\lim_{y\to+\infty} F_{\vec{x}}(x,y) = F_X(x)$ . A aquestes funcions les anomenem distribucions marginals.
- $\mathbf{v}) \ P\left(a < x \leq b, c < y \leq d\right) = F_{\vec{X}}\left(b, d\right) F_{\vec{X}}\left(b, c\right) F_{\vec{X}}\left(a, d\right) + F_{\vec{X}}\left(a, c\right) = \Delta_R F,$

on R és el rectangle que determinen a, b, c, d.

Demostració. Les demostracions de les tres primeres propietats son anàlogues a les de una sola dimensió. Les altres no les farem.

**Proposició 2.3.5.** Sigui una F(x,y) una funció que satisfà les cinc propietats de la proposició anterior i tal que  $\Delta_R F > 0$  per tot rectangle R. Aleshores,

$$\exists \vec{X} = (X,Y) \,$$
 variable aleatòria tal que  $F\left(x,y\right) = F_{\vec{X}}.$ 

Demostració. La demostració és llarga i pesada, i no la farem.

**Definició 2.3.6.** Sigui  $\{X_i\}_{i\in I}$  una família de variables aletòries sobre un espai de probabilitat  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$ . Diem que  $\{X_i\}_{i\in I}$  és independent si per tot  $J\subseteq I$  amb  $|J|<+\infty$  i per qualssevol  $B_1,\ldots,B_{|J|}\in\mathcal{B}$  es té que

$$P\left(\bigcap_{j\in J}X_j\in B_j\right)=\prod_{j\in J}P\left(X_j\in B_j\right).$$

En general, no podem conéixer la distribució de  $X_1, \ldots, X_n$  si coneixem només les seves distribucions marginals. Tanmateix, sí que podem conéixer-la si les variables aleatòries són independents.

**Proposició 2.3.7.** Si prenem  $B_i = (-\infty, x_i)$  i una família finita de variables aleatòries independent  $\{X_i\}_{i=1}^n$  (i posant  $\vec{X} = (X_1, \dots, X_n)$ ), tenim que

$$F_{\vec{X}}(x_1,\ldots,x_n) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i).$$

Demostraci'o.

$$F_{\vec{X}}(x_1, \dots, x_n) = p\left(\bigcap_{i=1}^n X_i \in B_i\right) = p\left(\bigcap_{i=1}^n X_i \le x_i\right) =$$
$$= \prod_{i=1}^n P(X_i \le x_i) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i).$$

Observació 2.3.8. Es pot demostrar que la impliació recíproca és certa, és a dir, que si una determinada família de variables aleatòries satisfà la igualtat anterior, aleshores és independent.

**Observació 2.3.9.** Siguin  $\{X_i\}_{i=1}^n$  una família de variables aleatòries independent i siguin  $f_1, \ldots, f_n \colon \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  funcions mesurables. Aleshores,  $\{f_1(X_i)\}_{i=1}^n$  també són independents.

**Proposició 2.3.10.** Siguin  $X_1, \ldots, X_n$  variables aleatòries independents. Aleshores

$$\mathbb{E}[X_1 \dots X_n] = \prod_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i].$$

**Definició 2.3.11.** Siguin X, Y variables aleatòries. La covariància de X i Y és:

$$\mathbb{C}\mathrm{ov}(X,Y) = \mathbb{E}\left[\left(X - \mathbb{E}(X)\right)\left(Y - \mathbb{E}(Y)\right)\right]$$

Observació 2.3.12. Està ben definida sempre que  $\mathbb{E}[|X|], \mathbb{E}[|Y|] < \infty$  i

$$\mathbb{C}\text{ov}(X,Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$$

De mostraci'o.

$$\mathbb{C}\text{ov}(X,Y) = \mathbb{E}\left[XY - \mathbb{E}[X]Y - \mathbb{E}[Y]X + \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]\right] =$$

$$= \mathbb{E}[XY] - 2\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] + \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y].$$

**Observació 2.3.13.** Si X i Y són independents, aleshores Cov(X,Y) = 0.

**Observació 2.3.14.** Per X, Y variables aleatòries, es satisfà  $\mathbb{V}\operatorname{ar}[X+Y] = \mathbb{V}\operatorname{ar}[X] + \mathbb{V}\operatorname{ar}[Y] + 2\mathbb{C}\operatorname{ov}(X,Y)$ . Si a més són independents,  $\mathbb{V}\operatorname{ar}[X+Y] = \mathbb{V}\operatorname{ar}[X] + \mathbb{V}\operatorname{ar}[Y]$ .

Demostraci'o.

$$\mathbb{E}[(X+Y)^{2}] - \mathbb{E}[X+Y]^{2} =$$

$$= \mathbb{E}[X^{2}] + \mathbb{E}[Y^{2}] + 2\mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]^{2} - \mathbb{E}[Y]^{2} - 2\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] =$$

$$= \mathbb{V}\operatorname{ar}[X] + \mathbb{V}\operatorname{ar}[Y] + 2\operatorname{Cov}(X,Y).$$

**Proposició 2.3.15.** Siguin X, Y, Z variables aleatòries, i a, b, C constants. Aleshores

- i)  $\mathbb{C}ov(C, X) = 0$ .
- ii)  $\mathbb{C}ov(X, X) = \mathbb{V}ar[X]$ .
- iii)  $\mathbb{C}ov(X, Y) = \mathbb{C}ov(Y, X)$ .
- iv)  $\mathbb{C}ov(aX + bY, Z) = a\mathbb{C}ov(X, Z) + b\mathbb{C}ov(Y, Z)$ .
- v)  $\mathbb{C}ov(X, Y)^2 \leq \mathbb{V}ar[X] \mathbb{V}ar[Y]$ .

Demostració. Demostrarem només l'últim apartat. Els altres es deixen com exercici pel lector. Tenim doncs que

$$\left| \mathbb{C}\text{ov}(X,Y) \right| = \left| \mathbb{E}\left[ \left( X - \mathbb{E}[X] \right) \left( Y - \mathbb{E}[Y] \right) \right] \right| \le \mathbb{E}\left[ \left| \left( X - \mathbb{E}[X] \right) \left( Y - \mathbb{E}[Y] \right) \right| \right]$$

Que, aplicant Cauchy-Schwarz, és menor que

$$\sqrt{\mathbb{E}\left[\left(X - \mathbb{E}[X]\right)^2\right]}\sqrt{\mathbb{E}\left[\left(Y - \mathbb{E}[Y]\right)^2\right]} = = \sqrt{\left(\mathbb{V}\mathrm{ar}[X]\right)}\sqrt{\left(\mathbb{V}\mathrm{ar}[Y]\right)}.$$

És a dir,  $\mathbb{C}ov(X, Y)^2 \leq \mathbb{V}ar[X] \mathbb{V}ar[Y]$ .

**Observació 2.3.16.** Com es conclou de la designaltat de Cauchy-Schwarz, la designaltat anterior és una igualtat si i només si  $X - \mathbb{E}[X] = \lambda(Y - \mathbb{E}[Y])$ .

**Observació 2.3.17.**  $\mathbb{C}ov(X,Y) = 0 \implies X,Y$  independents.

Demostracio. En donem un contraexemple. Definim X,Y variables aleatòries tals que

$$X = \begin{cases} 1 & \text{amb probabilitat } \frac{1}{2} \\ -1 & \text{amb probabilitat } \frac{1}{2} \end{cases}, Y = \begin{cases} 0 & \text{si } X = -1 \\ \pm 1 & \text{amb probabilitat } \frac{1}{2} \text{ si } X = 1 \end{cases}.$$

En aquest cas,

$$\mathbb{E}[XY] = \int_{\Omega} XY \, dp =$$

$$= 0 \cdot P(X = -1) + 1 \cdot P(X = 1, Y = 1) - 1 \cdot P(X = 1, Y = -1) =$$

$$= \frac{1}{4} - \frac{1}{4} = 0,$$

i també tenim que

$$\mathbb{E}[X] = 1 \cdot P(x = 1) - 1 \cdot P(X = -1) = 0.$$

Per les últimes dues igualtats,  $\mathbb{C}\text{ov}(X,Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = 0$ . Vegem però que no són indepedents:

$$P(X = 1)P(Y = 0) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}.$$

Però P(X=1,Y=0)=0, és a dir, com volíem veure X i Y no són independents.  $\square$ 

## Tema 3

# Variables aleatòries discretes

### 3.1 Definició i objectes relacionats

**Definició 3.1.1.** Sigui  $(\Omega, \mathcal{A}, p)$  un e. prob. i  $X : \Omega \to \mathbb{R}$  una variable aleatòria. Diem que X és discreta si Im(X) és numerable.

**Observació 3.1.2.** En la pràctica  $\text{Im}(X) = \{x_i < x_2 < \ldots\}$  és un conjunt numerable ordenat, en els casos que veurem  $\text{Im}(X) \subseteq \mathbb{Z}$ . Escriurem  $p_i = p(X = x_i)$ 

Observació 3.1.3. Sigui  $A \subset \mathcal{B}$ ,  $p_X(A) = p(x \in A) = \sum_{i \in A} p_i$ .

**Observació 3.1.4.** Donat  $\{x_i\}_{i\geq 1}\subset\mathbb{R}$  creixent i valors  $\{x_i\}_{i\geq 1}\subset[0,1]$  t. q.  $\sum p_i=1$ , es pot definir una variable discreta X que pren valors a  $\{x_i\}$  tals que  $p(X=x_i)=p_i$ .

**Observació 3.1.5.** La funció de distribució, amb  $|\operatorname{Im}(X)| < +\infty$ , és

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < x_1 \\ p_1 + \dots + p_j & \text{si } x_j \le x < x_{j+1} \\ 1 & \text{si } x \ge x_n \end{cases}$$

**Proposició 3.1.6.** Operador esperança. Sigui X v.a. discreta,

i) 
$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i \ge 1} x_i p_i$$

ii) 
$$g\colon \mathbb{R} \to \mathbb{R}$$
 mesurable, 
$$\mathbb{E}[g(x)] = \sum_{i \geq 1} g(x_i) p_i$$

Demostraci'o.

i) 
$$\mathbb{E}[X] = \int_{\mathbb{R}} x \, \mathrm{d}P_x = \sum x_i P_X(X=x_i) + \int_{\mathbb{R} \setminus \cup\{x_i\}} x \mathbb{I}(x) \, \mathrm{d}P_X = \sum_{i \geq 1} x_i p_i + 0$$
 perquè  $P_X(\mathbb{R} \setminus \cup\{x_i\}) = 0$ 

ii) Exercici

Observació 3.1.7.  $\mathbb{V}$ ar $[X] = \mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[X]^2 = \sum_{i>1} x_i^2 p_i - (\sum_{i>1} x_i p_i)^2$ 

**Proposició 3.1.8.** X, Y v.a. discretes,  $\operatorname{Im}(X) = \{x_i\}_{i \geq 1}$ ,  $\operatorname{Im}(Y) = \{y_i\}_{i \geq 1}$ ,  $g \colon \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}$ . Alsehores

$$\mathbb{E}[g(X,Y)] = \sum_{i,j\geq 1} g(x_i, y_i) p(X = x_i, Y = y_i)$$

**Proposició 3.1.9.** X, Y v.a. discretes. Són independents si i només si,  $\forall x \in \text{Im}(X)$  i  $\forall y \in \text{Im}(Y)$ ,

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y)$$

**Definició 3.1.10.** Sigui  $(X,Y) \colon \Omega \to \mathbb{R}^2$  un vector aleatori. Direm que és discret si  $\operatorname{Im}((X,Y))$  és numerable.

Observació 3.1.11. (X,Y) vector aleatori és discret  $\iff X$  i Y són discretes.

**Definició 3.1.12.** Sigui (X,Y) vector aleatori discret,  $\forall (X,Y) \in \text{Im}((X,Y))$  definim

$$P_{(X,Y)}(x,y) = P(X=x)P(Y=y)$$

que si X, Y són independents és P(X = x, Y = y).

**Lema 3.1.13.** Si X, Y són v.a. discretes independents, amb  $\mathbb{E}[|X|], \mathbb{E}[|Y|] < +\infty$ ,

$$\mathbb{E}[xy] = \mathbb{E}[x]\,\mathbb{E}[y]$$

Demostració.

$$\mathbb{E}[xy] = \int_{\mathbb{R}} x \, dP_{XY}$$

$$= \sum_{u \in \text{Im}(X,Y)} uP(XY = u)$$

$$= \sum_{x \in \text{Im}(X) \setminus \{0\}} \left( \sum_{\frac{u}{x} \in \text{Im}(Y)} uP\left(X = x, Y = \frac{u}{x}\right) \right)$$

## 3.2 Funció generadora de probabilitat

D'aquí en endavant, prendrem X variable aleatòria discreta amb  $\operatorname{Im}(X) \subseteq \mathbb{N}_{\geq 0}$ .

**Definició 3.2.1.** La funció generadora de probabilitat de X és la sèrie formal de potències

$$G_X(z) = \sum_{n \ge 0} P(X = n)z^n.$$

Podem pensar-la com  $\mathbb{E}[z^X]$ .

**Proposició 3.2.2.**  $G_X(z)$  satisfà les següents propietats:

i)  $G_X(z)$  és una funció holomorfa al voltant de z=0 amb radi de convergència major o igual a 1.

ii)  $G_X(0) = P(X = 0)$  i  $G_X(1) = 1$ .

iii) 
$$\left. \frac{\mathrm{d}^k G_X(z)}{\mathrm{d}z^k} \right|_{z=1} = \mathbb{E}\left[ X(X-1)\dots(X-k+1) \right] = \mathbb{E}\left[ (X)_k \right].$$

Demostració.

i) Si  $\rho \in \mathbb{C}$ ,  $|\rho| < 1$ , aleshores:

$$0 \le |G_X(\rho)| = \left| \sum_{n \ge 0} P(X = n) \rho^n \right| \le \sum_{n \ge 0} P(X = n) |\rho|^n$$

Que, quan  $|\rho| \le 1$ , és menor o igual a

$$\sum_{n>0} P(X=n) = 1.$$

Per tant  $G_X(\rho)$  és analítica (es pot expressar com una sèrie de potències convergent) a  $B_1(0)$ , i per tant, com s'ha vist a variable complexa,  $G_x(\rho)$  és holomorfa a  $B_1(0)$  (per tant infinitament derivable en sentit complex).

- ii) És directe.
- iii) Si derivem terme a terme obtenim

$$\frac{d^k G_X(z)}{dz^k} = \frac{d^k \sum_{n \ge 0} P(X=n)z^n}{dz^k} = \sum_{n \ge 0} n(n-1) \dots (n-k+1)(P(X=n))z^{n-k}.$$

Que, avaluat en z=1, és

$$\sum_{n\geq 0} n(n-1)\dots(n-k+1)(P(X=n)) = \mathbb{E}\left[(X)_n\right].$$

**Exemple 3.2.3.** Definim X com una variable aleatòria discreta tal que P(X=0)=0 i  $P(X=n)=\frac{6}{\pi^2}\cdot\frac{1}{n^2}$ . Aleshores

$$G_X(z) = \frac{6}{\pi^2} \sum_{n \ge 1} \frac{1}{n^2} z^n,$$

que té radi de convergència igual a 1, i

$$G_X(1) = \frac{6}{\pi^2} \sum_{n \ge 1} \frac{1}{n^2} = \frac{6}{\pi^2} \cdot \frac{\pi^2}{6} = 1.$$

Finalment, en calculem la seva esperança,

$$\mathbb{E}[X] = \frac{\mathrm{d}G_X(z)}{\mathrm{d}z} \bigg|_{z=1} = \frac{6}{\pi^2} \sum_{n \ge 1} \frac{1}{n} = \infty.$$

**Observació 3.2.4.**  $G_X(z)$  codifica totes les probabilitats P(X = n) i per tant coneixent  $G_x(z)$  coneixem X.

L'aplicació més útil de les funcions generadores de probabilitat és que ens permet trobar convolucions discretes de variables aleatòries.

**Observació 3.2.5.** Siguin X, Y variables aleatòries discretes, amb  $Im(X) = Im(Y) = \mathbb{N}_{>0}$ . Aleshores

$$P(X+Y=n) = \sum_{k=0}^{n} P(X+Y=n, X=k) = \sum_{k=0}^{n} P(Y=n-k, X=k).$$

**Proposició 3.2.6.** Si X, Y són variables aleatòries discretes independents amb  $Im(X) = Im(Y) = \mathbb{N}_{>0}$  aleshores:

$$G_{X+Y}(z) = G_X(z)G_Y(z)$$

Demostraci'o.

$$G_X(z)G_Y(z) = \sum_{i\geq 0} P(X=i)z^i \sum_{j\geq 0} P(X=j)z^j = \sum_{i,j\geq 0} P(X=i)P(Y=j)z^{(i+j)}$$

I, com X, Y són independents, podem unir el producte i obtenim

$$\sum_{i,j\geq 0} P(X=i,Y=j)z^{(i+j)} = \sum_{n\geq 0} \sum_{i=0}^{n} P(X=i,Y=n-i)z^{n} =$$

$$= \sum_{n\geq 0} \sum_{i=0}^{n} P(X=i,X+Y=n)z^{n} = \sum_{n\geq 0} \sum_{i=0}^{n} P(X=i|X+Y=n)P(X+Y=n)z^{n} =$$

$$= \sum_{n\geq 0} P(X+Y=n)z^{n} \sum_{i=0}^{n} P(X=i|X+Y=n).$$

Si observem que la suma interior val 1 perquè està sumant la probabilitat de tots esdeveniments possibles, ens queda

$$\sum_{n>0} P(X + Y = n)z^n = G_{X+Y}(z).$$

**Observació 3.2.7.** Això és equivalent a que si X,Y són variables aleatòries discretes independents amb  $\text{Im}(X) = \text{Im}(Y) = \mathbb{N}_{\geq 0}$  aleshores

$$\mathbb{E}[z^X]\,\mathbb{E}[z^Y] = \mathbb{E}[z^{X+Y}].$$

**Observació 3.2.8.** En general, si  $X_1, \ldots, X_n$  són variables aleatòries discretes independents amb Im  $X_i = \mathbb{N}_{>0}$ :

$$G_{X_1,...,X_n}(z) = \prod_{i=1}^n G_{X_i}(z)$$

# Índex alfabètic

conjunt	generadora de probabilitat, $20$	
d'esdeveniments, 1 de successos, 1 covariància, 17	límit inferior d'esdeveniments, 6 superior d'esdeveniments, 6	
desviació típica, 14		
distribució	moment	
marginal, 16	d'ordre $r$ , 14	
0 /	factorial d'ordre $r$ , 14	
esdeveniments independents, 5		
espai	${\it probabilitat\ condicionada,\ 4}$	
$ m de\ probabilitat,\ 1 \ producte,\ 5 \ mostral,\ 1$	variància, 14 variable	
esperança d'una variable aleatòria, 13	aleatòria, 9 discreta, 19	
funció	$\operatorname{multidimensional},\ 16$	
de distribució de probabilitat, 16, 11	vector de variables aleatòries, 16	
de probabilitat, 1	discret, $20$	