

### Chapitre 3: Espérance conditionnelle

① Introduction: la notion de probabilité conditionnelle a été étudiée au 1<sup>er</sup> semestre.

Rappelons que si  $B$  est un événement de probabilité  $P(B) > 0$ , la probabilité conditionnelle sachant  $B$  est la mesure de probabilité  $P_B$  définie pour tout événement  $A$  par:

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

(on note aussi:  $P_B(A) = P(A|B)$ ).

Si  $X$  est une variable ayant un moment d'ordre 1, l'espérance de  $X$  sachant  $B$  (i.e. sachant que l'événement  $B$  s'est réalisé) est le nombre

$$E(X|B) = \int_{\Omega} X(\omega) dP_B(\omega),$$

espérance de  $X$  pour la probabilité  $P_B$ .

Considérons maintenant la question suivante:

Soit  $B$  un événement quelconque. Dans une expérience aléatoire soit  $B$  soit  $\bar{B}$  seront réalisés. Qu'en est-il pour l'espérance de  $X$ ?

sachant  $B$ , c'est  $E(X|B)$

sachant  $\bar{B}$ , c'est  $E(X|\bar{B})$

On est donc amené à considérer que deux valeurs sont possibles:

$E(X|B)$  avec probabilité  $P(B)$

$E(X|\bar{B})$  " " "  $P(\bar{B})$

On a donc une variable aléatoire qui peut prendre 2 valeurs  $E(X|B)$  et  $E(X|\bar{B})$  avec les probabilités respectives  $P(B)$  et  $P(\bar{B})$ .

Quel est le lien entre cette v.a. et la vraie valeur de  $E(X)$ ?

Supposons que  $X = \mathbb{1}_A$  soit une v.a. indicatrice (d'un événement  $A$ ). On a

$$E(X|B) = E(\mathbb{1}_A|B) = \int_{\Omega} \mathbb{1}_A dP_B = P_B(A)$$

et

$$E(X|\bar{B}) = E(\mathbb{1}_A|\bar{B}) = \int_{\Omega} \mathbb{1}_A dP_{\bar{B}} = P_{\bar{B}}(A)$$

Mais alors

$$E(X|B)P(B) + E(X|\bar{B})P(\bar{B}) =$$

$$P_B(A)P(B) + P_{\bar{B}}(A)P(\bar{B})$$

$$= P(A \cap B) + P(A \cap \bar{B})$$

$$= P(A) = E(X). \text{ Ainsi on a:}$$

$$E(X) = E(X|B)P(B) + E(X|\bar{B})P(\bar{B})$$

## (2) La formule de l'espérance totale

Soit  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace probabilisé modélisant une expérience aléatoire. Soient  $B_1, B_2, \dots, B_m, \dots$  un système complet d'événements (fini ou infini dénombrable, dont on suppose que les  $B_i$  sont de probabilité non nulle):

Rappelons que  $\forall i \neq j \quad B_i \cap B_j = \emptyset$  et

$$\Omega = \bigcup_m B_m.$$

Rappel: pour tout événement  $A \in \mathcal{F}$ , on a

$$P(A) = \sum_m P(A|B_m)P(B_m)$$

(formule de la probabilité totale)

On va généraliser cette formule à l'espérance mathématique:

Soit  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  une variable aléatoire (pas forcément discrète). On suppose que  $X$  a un moment d'ordre 1 c'est à dire  $\int_{\Omega} |X(\omega)| dP(\omega) < +\infty$ . Alors:

$X$  a une espérance  $E(X) = \int_{\Omega} X(\omega) dP(\omega)$ .

Alors  $X$  a aussi un moment d'ordre 1 relativement aux mesures de probabilité  $P_{B_m} \otimes$

(i.e.  $\int_{\Omega} |X(\omega)| dP_{B_m}(\omega) < +\infty$ ) et donc une

espérance  $E(X|B_m) = \int_{\Omega} X(\omega) dP_{B_m}(\omega)$  appelée

espérance de  $X$  sachant  $B_m$ .

Remarque le fait  $\otimes$  est admis pour l'instant (ceci fera l'objet d'un exercice).

Théorème (formule de l'espérance totale)

Si  $X$  admet un moment d'ordre 1, alors

$$E(X) = \sum_m E(X|B_m)P(B_m)$$

(somme finie ou série convergente suivant que le système complet est fini ou dénombrable)

dém<sup>n</sup>:

étape 1: si  $X = \mathbb{1}_A$  est une v.a. indicatrice,

$$E(X) = P(A), \quad E(X|B_n) = P(A|B_n) \text{ et}$$

la formule du théorème n'est autre que la formule de la probabilité totale.

étape 2: si  $X = \sum_{i=1}^N \alpha_i \mathbb{1}_{A_i}$  est une v.a. simple

$$E(X) = \sum_{i=1}^N \alpha_i P(A_i) \quad (\text{linéarité de l'espérance})$$

$$E(X|B_n) = \sum_{i=1}^N \alpha_i P(A_i|B_n) \quad (\text{idem}) \quad \textcircled{*}$$

$$\text{pour tout } i \quad P(A_i) = \sum_m P(A_i|B_m) P(B_m)$$

en multipliant par  $\alpha_i$  les deux membres de cette égalité puis en sommant sur tous les indices  $i$ , on obtient

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N \alpha_i P(A_i) &= \sum_{i=1}^N \sum_m \alpha_i P(A_i|B_m) P(B_m) \\ &= \sum_m \left( \sum_{i=1}^N \alpha_i P(A_i|B_m) \right) P(B_m) \end{aligned}$$

d'où la formule du théorème compte tenu de  $\textcircled{*}$ .

étape 3: si  $X$  est une v.a. positive, on sait

5

qu'il existe une suite croissante  $(X_k)_{k \geq 1}$  de v.a. simples et positives telle que  $X_k \uparrow X$  si  $k \rightarrow +\infty$ .

Plus précisément:

$$\forall \omega \in \Omega, \quad X_1(\omega) \leq X_2(\omega) \leq \dots \leq X_k(\omega) \leq X_{k+1}(\omega) \leq \dots$$

$$\text{et } \lim_{k \rightarrow +\infty} X_k(\omega) = X(\omega)$$

(voir le cours de probabilités 1).

Cette propriété d'approximation de toute v.a.

positive par une suite croissante de v.a.

simples est un résultat théorique très impor-

-tant qui permet souvent de démontrer qu'une propriété vraie pour les v.a. simples se prolonge aux v.a. positives comme on va le voir dans le résultat qui nous occupe:

La formule du théorème est vraie pour chaque v.a.  $X_k$ :

$$E(X_k) \stackrel{\textcircled{*}}{=} \sum_m E(X_k|B_m) P(B_m) \quad (k \in \mathbb{N}^*)$$

Comme  $X_k \uparrow X$ , le thm de convergence monotone (cours d'intégration) montre que:

6

$$\int_{\Omega} X_k(\omega) dP(\omega) \xrightarrow{(k \rightarrow +\infty)} \int_{\Omega} X(\omega) dP(\omega)$$

c'est à dire

$$E(X_k) \nearrow E(X) \text{ si } k \rightarrow +\infty$$

De même pour tout  $n$  fixé,

$$E(X_k | B_m) \nearrow E(X | B_m) \text{ (} k \rightarrow +\infty \text{)}$$

Mais

$$\lim_{k \rightarrow +\infty} \sum_n E(X_k | B_m) P(B_m)$$

$$= \sum_n \lim_{k \rightarrow +\infty} E(X_k | B_m) P(B_m)$$

(encore le thm de convergence monotone pour la sommation qui est une intégration par la mesure de comptage!).

le passage à la limite dans l'égalité (\*) p.6 donne donc

$$E(X) = \sum_n E(X | B_m) P(B_m)$$

étape 4: Si  $X$  est de signe quelconque, on a  $X = X^+ - X^-$ , où  $X^+ = \sup(X, 0)$  et

$X^- = \sup(-X, 0)$  sont des v.a. positives

la formule du thm est vraie pour  $X^+$  et  $X^-$  d'après l'étape 3:

$$E(X^+) = \sum_n E(X^+ | B_m) P(B_m)$$

$$E(X^-) = \sum_n E(X^- | B_m) P(B_m)$$

par différence des 2 égalités et compte tenu de la linéarité de l'espérance ( $E(X^+) - E(X^-) = E(X^+ - X^-) = E(X)$  et idem pour l'espérance sachant  $B_m$ ) on obtient le même résultat du théorème CQFD.

Exemple: on lance  $n$  pièces identiques telles que  $p = P(\text{pile})$  où  $0 < p < 1$ . On conserve uniquement celles qui tombent sur pile (les autres sont éliminées). On relance les piles conservées. Soit  $X$  celles qui tombent sur pile. Sans calculer la loi de  $X$ , montrer que  $E(X) = np^2$

Solution: Soit  $X_1 =$  le nombre de pièces tombées sur pile au 1<sup>er</sup> lancer. On a

$$E(X | X_1 = k) = kp$$

car lorsqu'on lance le pièces le nombre de celles qui tombent sur pile est de loi  $B(k, p)$

dont l'espérance est  $kp$ . Ainsi

$$E(X) = \sum_{k=0}^m E(X|X_1=k) P(X_1=k)$$

(on applique le thm avec le système complet

$B_k = [X_1=k]$   $k=0,1,\dots,m$ ). Mais

$$P(X_1=k) = C_m^k p^k (1-p)^{m-k}$$

$$E(X) = \sum_{k=0}^m kp C_m^k p^k (1-p)^{m-k}$$

$$= p \sum_{k=0}^m k C_m^k p^k (1-p)^{m-k}$$

$$= pmp = mp^2$$
 (car la somme représente l'espérance d'une loi  $B(m,p)$ ) CQFD.

Interprétation de la formule de l'espérance totale:

On reprend les hypothèses du théorème de la p.4:

Considérons la v.a. discrète  $Y$  qui prend les valeurs  $x_m = E(X|B_m)$  avec la probabilité  $p_m = P(B_m)$ :

$Y$	$x_1$	$x_2$	$\dots$	$x_n$	$\dots$
	$p_1$	$p_2$		$p_m$	$\dots$

l'espérance de  $Y$  est justement  $E(X)$  d'après le thm.

Le nombre  $E(X)$  apparaît donc comme l'espérance d'une variable aléatoire discrète  $Y$  prenant les valeurs  $E(X|B_m)$  avec la probabilité  $p_m = P(B_m)$ . Cette nouvelle variable aléatoire qu'on appelle l'espérance conditionnelle de  $X$  sachant la partition  $B_m$  va faire l'objet de l'étude de tout ce chapitre dans une version un peu plus générale.

③ Une approche élémentaire de l'espérance conditionnelle

On cherche une interprétation de la v.a.  $Y$  précédente. Supposons pour simplifier que le système complet  $B_1, B_2, \dots, B_N$  est fini.

On peut définir la v.a.  $Y$  sur l'espace de départ  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  en posant

$$Y = \sum_{m=1}^N E(X|B_m) \mathbb{1}_{B_m}$$

lorsque  $\omega \in B_m$ , on a  $Y(\omega) = E(X|B_m)$ . la v.a.  $Y$  est constante sur les ensembles  $B_m$  et les valeurs prises par  $Y$  sont donc bien les valeurs  $x_n = E(X|B_n)$  avec probabilité  $p_n = P(B_n)$ .