

LOIS CONDITIONNELLES

PRÉPARATION À L'AGRÉGATION EXTERNE DE MATHÉMATIQUES DE L'UNIVERSITÉ RENNES 1¹

ANNÉE 2010/2011

Pour une variable aléatoire X , implicitement définie sur l'espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, \mathbb{P}_X désigne la loi de X .

1. LA NOTION DE LOI CONDITIONNELLE

Il est facile de définir la loi conditionnelle de Y sachant X lorsque X est discrète, à valeurs dans \mathcal{D} . Supposons que Y est à valeurs dans \mathbb{R}^d . La loi conditionnelle de Y sachant X est la *famille* de lois $\{\mathbb{P}_{Y|X=x}, x \in \mathcal{D}\}$ sur \mathbb{R}^d , telle que si $\mathbb{P}(X = x) \neq 0$,

$$\mathbb{P}_{Y|X=x}(B) = \mathbb{P}(Y \in B | X = x) \quad \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d),$$

et, dans le cas contraire, $\mathbb{P}_{Y|X=x}$ est une probabilité quelconque sur \mathbb{R}^d . On a alors, pour $A \subset \mathcal{D}$ et $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$:

$$\mathbb{P}_{(X,Y)}(A \times B) = \sum_{x \in A} \mathbb{P}_{Y|X=x}(B) \mathbb{P}_X(\{x\}) = \int_A \mathbb{P}_{Y|X=x}(B) \mathbb{P}_X(dx),$$

et cette relation caractérise la loi conditionnelle de Y sachant X . Si ce procédé ne s'étend pas au cas où X est quelconque, en raison de l'impossibilité de diviser par 0, il nous guide pour exporter cette notion de loi conditionnelle au cas général.

Définition 1.1 Une application $K : \mathbb{R}^p \times \mathcal{B}(\mathbb{R}^d) \rightarrow [0, 1]$ est appelée *noyau de transition* si elle satisfait les propriétés :

- (i) $\forall x \in \mathbb{R}^p$, $K(x, \cdot)$ est une probabilité sur \mathbb{R}^d ;
- (ii) $\forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$, l'application $K(\cdot, A)$ est mesurable.

Si μ est une probabilité sur \mathbb{R}^p et K un noyau de transition sur $\mathbb{R}^p \times \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$, on note $\mu.K$ l'application définie sur $\mathcal{B}(\mathbb{R}^p) \times \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$ par :

$$\mu.K(A \times B) = \int_A K(x, B) d\mu(x), \quad A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^p) \text{ et } B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d).$$

Cette application, qui est σ -additive sur $\mathcal{B}(\mathbb{R}^p) \times \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$, se prolonge en une unique probabilité sur $\mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^d$. Le prolongement est encore noté $\mu.K$.

Définition 1.2 Soient X et Y des v.a. à valeurs dans \mathbb{R}^p et \mathbb{R}^d . On appelle *loi conditionnelle de Y sachant X* un noyau de transition K sur $\mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^d$ tel que $\mathbb{P}_{(X,Y)} = \mathbb{P}_X.K$.

Le *théorème de Jirina*, sur lequel nous ne nous attarderons pas, assure l'existence d'une telle loi conditionnelle, dans le cadre de la définition précédente. Le plus souvent, le noyau de transition K de la définition précédente est noté $\mathbb{P}_{Y|X=\cdot}$, de sorte que $\mathbb{P}_{(X,Y)} = \mathbb{P}_X.\mathbb{P}_{Y|X=\cdot}$. Noter que la loi conditionnelle est donc en réalité une *famille* de lois de probabilité.

Exercice 1.1 Soit (X, Y) un vecteur aléatoire gaussien plan centré réduit. Calculer la loi conditionnelle de $X^2 + Y^2$ sachant $X - Y$.

Exercice 1.2 Soient X et Y des v.a.r. avec $X \sim \mathcal{U}[0, 1]$, et λ la mesure de Lebesgue sur \mathbb{R} . On suppose que pour tout $x \in [0, 1/2[$, $\mathbb{P}_{Y|X=x} = \mathbf{1}_{[1/2, 1]} \lambda + (1/2)\delta_x$, et pour tout $x \in [1/2, 1]$, $\mathbb{P}_{Y|X=x} = \mathcal{U}[0, 1]$. Calculer la loi de Y .

2. PROPRIÉTÉS DES LOIS CONDITIONNELLES

Dorénavant, X et Y désignent des v.a. à valeurs dans \mathbb{R}^p et \mathbb{R}^d respectivement. Le théorème de type Fubini qui est énoncé ci-dessous est d'utilité constante dans la manipulation des lois conditionnelles.

Théorème 1.1 [FUBINI] Soit $\varphi : \mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable.

(i) Si φ est positive, l'application $x \mapsto \int \varphi(x, y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy)$ est $\mathcal{B}(\mathbb{R}^p)$ -mesurable, et

$$\int_{\mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^d} \varphi d\mathbb{P}_{(X,Y)} = \int_{\mathbb{R}^p} \left[\int_{\mathbb{R}^d} \varphi(x, y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy) \right] \mathbb{P}_X(dx).$$

(ii) Si φ est $\mathbb{P}_{(X,Y)}$ -intégrable, alors pour \mathbb{P}_X -p.t. x , l'application $\varphi(x, \cdot)$ est $\mathbb{P}_{Y|X=x}$ -intégrable, l'application $x \mapsto \int \varphi(x, y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy)$ est \mathbb{P}_X -intégrable et l'égalité de (i) est encore vraie.

APPLICATION : ESPÉRANCE CONDITIONNELLE. Fixons $\psi : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ telle que $\psi(Y) \in L^1$. Une simple application du théorème de Fubini montre que pour tout $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^p)$,

$$\int_{\{X \in A\}} \psi(Y) d\mathbb{P} = \int_A \left[\int_{\mathbb{R}^d} \psi(y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy) \right] \mathbb{P}_X(dx),$$

et donc que

$$\mathbb{E}[\psi(Y)|X=x] = \int_{\mathbb{R}^d} \psi(y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy).$$

Par ailleurs, on peut aussi calculer $\mathbb{E}\psi(Y)$ en utilisant l'espérance conditionnelle de $\psi(Y)$ sachant X :

$$\mathbb{E}\psi(Y) = \int_{\mathbb{R}^p} \left[\int_{\mathbb{R}^d} \psi(y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy) \right] \mathbb{P}_X(dx) = \int_{\mathbb{R}^p} \mathbb{E}[\psi(Y)|X=x] \mathbb{P}_X(dx).$$

On peut aussi calculer une loi conditionnelle en se ramenant à un calcul d'espérance conditionnelle (cf complément de cours : Espérance conditionnelle et introduction aux martingales). Reprenons le contexte de l'application au calcul d'espérances conditionnelles. On calcule dans un premier temps $\mathbb{P}(\psi(Y) \leq y | X = x)$, puis on utilise le théorème de Dynkin pour en déduire $\mathbb{P}(\psi(Y) \in \cdot | X = x)$. La définition 1.2 et la définition d'une espérance conditionnelle nous montrent alors que $\mathbb{P}(\psi(Y) \in \cdot | X = \cdot)$ est le noyau de transition recherché.

Exercice 2.1 Soient X_1, \dots, X_n i.i.d. de loi $\mathcal{U}[0, 1]$ et $T = \sup(X_1, \dots, X_n)$. Le vecteur aléatoire (X_1, T) possède-t-il une densité ? Calculer la loi conditionnelle de X_1 sachant T , puis sa limite lorsque $n \rightarrow \infty$.

Lorsque la v.a. X apparaît aussi dans Y , le calcul de la loi conditionnelle de Y sachant X peut être facilité :

Théorème 2.1 [TRANSFERT CONDITIONNEL] Soit φ une fonction mesurable définie sur $\mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^d$. Alors, pour tout $x \in \mathbb{R}^p$, $\mathbb{P}_{\varphi(X,Y)|X=x} = \mathbb{P}_{\varphi(x,Y)|X=x}$. En particulier, si X et Y sont indépendantes, on a pour tout $x \in \mathbb{R}^p$: $\mathbb{P}_{\varphi(X,Y)|X=x} = \mathbb{P}_{\varphi(x,Y)}$.

Sous les conditions d'intégrabilité adéquates, le calcul de quantités du type $\mathbb{E}[\varphi(X, Y)|X]$ se ramène donc à un calcul de la loi conditionnelle de Y sachant X , car

$$\mathbb{E}[\varphi(X, Y)|X=x] = \mathbb{E}[\varphi(x, Y)|X=x] = \int_{\mathbb{R}^d} \varphi(x, y) \mathbb{P}_{Y|X=x}(dy).$$

Si, de plus, X et Y sont indépendantes, on a :

$$\mathbb{E}[\varphi(X, Y)|X=x] = \int_{\mathbb{R}^d} \varphi(x, y) \mathbb{P}_Y(dy).$$

Exercice 2.2 Soient $X \perp\!\!\!\perp Y$, avec $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$ et $Y \sim \mathcal{E}(\lambda)$. Calculer la loi conditionnelle de $X + Y$ sachant X , et la loi conditionnelle de $X \wedge Y$ sachant X .

3. DEUX CAS PARTICULIERS

Lorsque le couple (X, Y) possède une densité, on a là encore une situation assez confortable. Précisons auparavant la notion de *densité conditionnelle* : si, pour \mathbb{P}_X -p.t. $x \in \mathbb{R}^p$, $\mathbb{P}_{Y|X=x}$ possède une densité, celle-ci est appelée *densité conditionnelle* de Y sachant $X = x$.

Théorème 2.2 [DENSITÉ CONDITIONNELLE] Supposons que (X, Y) possède une densité f . Alors, pour tout x tel que $f_X(x) > 0$, la loi de Y sachant $X = x$ admet une densité, qui vaut :

$$f_{Y|X=x}(y) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}.$$

Preuve Soit ρ une probabilité quelconque sur \mathbb{R}^d . Pour tout $x \in \mathbb{R}^p$ et $B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$, on note

$$K(x, B) = \int_B \frac{f(x, y)}{f_X(x)} dy,$$

si $f_X(x) > 0$, et $K(x, B) = \rho(B)$ si $f_X(x) = 0$. Une loi conditionnelle de Y sachant X est K , car K est un noyau de transition sur $\mathbb{R}^p \times \mathbb{R}^d$ qui vérifie $\mathbb{P}_{(X, Y)} = \mathbb{P}_X \cdot K$. Par ailleurs, si $f_X(x) > 0$, la mesure $K(x, \cdot)$ est à densité $f(x, \cdot)/f_X(x)$ par rapport à la mesure de Lebesgue. •

Comme d'habitude, les vecteurs gaussiens ont un comportement très particulier.

Théorème 2.3 [CONDITIONNEMENT GAUSSIEN] *Supposons que (X, Y) est un vecteur gaussien, que Y est une v.a.r., et que le vecteur aléatoire X à valeurs dans \mathbb{R}^p possède une matrice de variance inversible. On note a le vecteur défini par $a = \mathbb{V}(X)^{-1}(\text{cov}(Y, X_1), \dots, \text{cov}(Y, X_p))^t$. Alors, la loi conditionnelle de Y sachant X est gaussienne, de moyenne $\mathbb{E}(Y|X) = \langle a, X - \mathbb{E}X \rangle + \mathbb{E}(Y)$, et de variance indépendante de X .*

Preuve La valeur de $\varphi(X) := \mathbb{E}(Y|X)$ a été calculée dans le complément de cours consacré aux vecteurs gaussiens. A cette occasion, on a aussi remarqué que $Y - \varphi(X) \perp X$. On en déduit du théorème de transfert conditionnel que

$$\mathbb{P}_{Y|X=x} = \mathbb{P}_{Y-\varphi(X)+\varphi(X)|X=x} = \mathbb{P}_{Y-\varphi(X)+\varphi(x)|X=x} = \mathbb{P}_{Y-\varphi(X)+\varphi(x)}.$$

Comme φ est une fonction affine, $Y - \varphi(X)$, qui s'exprime comme une combinaison linéaire des v.a. X, Y , est donc une v.a.r. gaussienne. Enfin, on déduit de l'égalité ci-dessus que

$$\text{var}(Y|X=x) = \text{var}(Y - \varphi(X) + \varphi(x)) = \text{var}(Y - \varphi(X)),$$

et donc que la variance de la loi conditionnelle de Y sachant X est indépendante de X . •

REFERENCES

- D. Dacunha-Castelle et M. Duflo, *Probabilités et statistiques - Tome 1 : Problèmes à temps fixe*, Masson, 1983.
- J.-Y. Ouvrard, *Probabilités 2 : maîtrise & agrégation*, Cassini, 2001.