

Chapitre 1: Rappels et compléments de probabilités

Lois et espérances conditionnelles

Rabah Messaci

Département de Probabilités-Statistique
USTHB

Octobre 2011

Lois conditionnelles

Définition : Loi conditionnelle

Soit X et Y deux v.a discrètes à valeurs respectivement dans

$\mathcal{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_n, \dots\}$ et dans $\mathcal{Y} = \{y_1, y_2, \dots, y_p, \dots\}$.

On appelle loi conditionnelle de X sachant que $Y = y_p$ la loi définie par :

$$P(X = x_n / Y = y_p) = \frac{P(X = x_n, Y = y_p)}{P(Y = y_p)}$$

pour tout $n \in N$.

Lois conditionnelles

Exemple 1

$X_1 \sim B(p)$, $X_2 \sim B(p)$ indépendantes. Loi de $X_1/X_1 + X_2 = 1$?

Il faut déterminer $P(X_1 = 0/X_1 + X_2 = 1)$ et $P(X_1 = 1/X_1 + X_2 = 1)$

On a : $X_1 + X_2 \sim B(2, p)$

$$P(X_1 = 0/X_1 + X_2 = 1) = \frac{P(X_1 = 0, X_1 + X_2 = 1)}{P(X_1 + X_2 = 1)} = \frac{P(X_1 = 0, X_2 = 1)}{P(X_1 + X_2 = 1)} =$$

$$\frac{P(X_1 = 0)P(X_2 = 1)}{P(X_1 + X_2 = 1)} = \frac{pq}{2pq} = \frac{1}{2}$$

$$P(X_1 = 1/X_1 + X_2 = 1) = \frac{1}{2} \text{ Donc } X_1/X_1 + X_2 = 1 \sim B\left(\frac{1}{2}\right)$$

Lois conditionnelles

Lois conditionnelles

Soit (X, Y) un vecteur aléatoire absolument continu de densité $f_{(X,Y)}$.

On appelle loi conditionnelle de X sachant que $Y = y$ la loi définie par : la densité :

$$f_X(x/Y = y) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y)}{f_Y(y)}$$

pour tout $x \in R$.

Lois conditionnelles

Exemple 2

Soit un vecteur aléatoire (X, Y) de densité $f(x, y) = xe^{-xy} 1_{\{x>0, y>1\}}$. Loi de $X/X + Y = y$?

On a après calculs : $f_Y(y) = \frac{1}{y^2} 1_{\{y>1\}} \implies$

$$f_X(x/Y = y) = \frac{xe^{-xy} 1_{\{x>0, y>1\}}}{\frac{1}{y^2} 1_{\{y>1\}}} = xy^2 e^{-xy} 1_{\{x>0\}} \quad \text{Par exemple :}$$

$$f_X(x/Y = 1) = xe^{-x} 1_{\{x>0\}}, \text{ donc } X/Y = 1 \sim \gamma(2, 1)$$

$$f_X(x/Y = 2) = 4xe^{-2x} 1_{\{x>0\}}, \text{ donc } X/Y = 2 \sim \gamma(2, 2)$$

D'une manière générale on remarque que : $X/Y = y \sim \gamma(2, y)$

Espérances conditionnelles

Définition : espérance conditionnelle

On appelle espérance conditionnelle de X sachant que $Y = y$ l'espérance de la loi conditionnelle de X sachant que $Y = y$, i.e

- Dans le cas discret : $E(X/Y = y_p) = \sum_{i=1}^{+\infty} x_i P(X = x_i / Y = y_p)$
- Dans le cas continu : $E(X/Y = y) = \int_R x f_X(x/Y = y) dx$

Exemples

- Exemple 1 : $E(X_1/X_1 + X_2 = 1) = \frac{1}{2}$ (puisque $X_1/X_1 + X_2 = 1 \sim B(\frac{1}{2})$)
- Exemple 2 : $E(X/Y = 1) = 2$, $E(X/Y = 2) = 1$. D'une manière générale $E(X/Y = y) = \frac{2}{y}$

Espérances conditionnelles

Exemples

- Exemple 1 : $E(X_1/X_1 + X_2 = 1) = \frac{1}{2}$ (puisque $X_1/X_1 + X_2 = 1 \sim B(\frac{1}{2})$)
- Exemple 2 : $E(X/Y = 1) = 2$, $E(X/Y = 2) = 1$. D'une manière générale
$$E(X/Y = y) = \frac{2}{y}$$

Espérances conditionnelles

Exemples

$X \sim N_2(m, \Sigma)$ avec $m = (m_1, m_2)^t$ et $\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ on a alors :

$$f_X(x/Y=y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_1^2(1-\rho^2)}\left(x - m_1 - \frac{\rho\sigma_1(y-m_2)}{\sigma_2}\right)^2\right)$$

$$\text{donc } X/Y=y \sim N_1\left(m_1 - \frac{\rho\sigma_1(y-m_2)}{\sigma_2}, \sigma_1^2(1-\rho^2)\right)$$

$$\text{On déduit : } E(X/Y=y) = m_1 - \frac{\rho\sigma_1(y-m_2)}{\sigma_2}$$

$$\text{et } \text{Var}(X/Y=y) = \sigma_1^2(1-\rho^2)$$

la courbe de $y \rightarrow E(X/Y=y)$ est dite courbe de régression de X sur Y. Dans le cas gaussien, c'est donc une droite dite droite de régression.

Espérances conditionnelles

On peut définir de même les autres moments conditionnels

- $E(X^k/Y = y) = \int_R x^k f_X(x/Y = y) dx$ moment d'ordre k de la loi conditionnelle
- notamment la variance conditionnelle
$$\text{Var}(X/Y = y) = E(X^2/Y = y) - (E(X/Y = y))^2$$

Espérances conditionnelles

Définition

On appelle espérance conditionnelle de X sachant Y la variable aléatoire qui prend la valeur $E(X/Y = y)$ lorsque Y prend la valeur y .

Définition

On appelle moment conditionnel d'ordre k de X sachant Y la variable aléatoire, notée $E(X^k/Y)$ qui prend la valeur $E(X^k/Y = y)$ lorsque Y prend la valeur y .
En particulier $Var(X/Y) = E(X^2/Y) - E(X/Y)^2$

Remarque :

Les variables aléatoires $E(X/Y)$, $E(X^k/Y)$, $Var(X/Y)$ sont des fonctions de la v.a Y . Elles admettent à leur tour des moments, et on a par exemple :

$$E(X/Y) = \int_R E(X/Y = y)f_Y(y)dy = \int_R \left(\int_R xf_X(x/Y = y)dx \right) f_Y(y)dy$$

Espérances conditionnelles

Exemples

$$\text{Exemple 2 : } E(X/Y = y) = \frac{2}{y} \implies E(X/Y) = \frac{2}{Y}$$

$$\text{Var}(X/Y = y) = \frac{2}{y^2} \implies \text{Var}(X/Y) = \frac{2}{Y^2}$$

Cas gaussien :

$$E(X/Y = y) = m_1 - \frac{\rho\sigma_1(y - m_2)}{\sigma_2} \implies E(X/Y) = m_1 - \frac{\rho\sigma_1(Y - m_2)}{\sigma_2}$$

$$\text{Var}(X/Y = y) = \sigma_1^2(1 - \rho^2) \implies \text{Var}(X/Y) = \sigma_1^2(1 - \rho^2)$$

Estimation

Théorème de l'espérance conditionnelle

On a $E(E(X/Y)) = E(X)$

Démonstration (Dans le cas continu)

$$\begin{aligned} E(E(X/Y)) &= \int_R \left(\int_R x f_X(x/Y=y) dx \right) f_Y(y) dy = \int_R \int_R x f_X(x/Y=y) f_Y(y) dx dy = \\ &= \int_R \int_R x \frac{f_{(X,Y)}(x,y)}{f_Y(y)} f_Y(y) dx dy = \int_R \int_R x f_{(X,Y)}(x,y) dx dy = E(X) \end{aligned}$$

Théorème de la variance conditionnelle

On a $Var(X) = E(Var(X/Y)) + Var(E(X/Y))$