

Lec 263 : Variables aléatoires à densité. Exemples et applications

I/ Introduction aux VA à densité

1) Spécificité des VA à densité

[1] Def : On appelle loi de X la mesure $P(x)$, mesure image sur \mathbb{R} de P par X :

$$P_x(A) = P(X \in A) = P(\omega \in \Omega | X(\omega) \in A), A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$$

[2] Def : Une VA X est à densité f_x si $P_X \ll \lambda$ (mesure de Lebesgue) et $P(X \in A) = \int_A f_x(x) dx$. $P(X \in [a,b]) = \int_a^b f_x(x) dx$

[3] Def : Pour une VA à densité, la fonction de répartition de X est la fonction définie sur \mathbb{R} par :

$$F_x(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_x(t) dt$$

II Exemples

- Si X est une VA qui prend les valeurs 0 et 1 avec la loi:

$$P(X=0) = \alpha, P(X=1) = 1-\alpha$$

Alors X n'est pas à densité car P n'est pas absolument continue par rapport à λ : $\lambda\{0\} = 0$ mais $P(X=0) \neq 0$

- Si X est une VA qui prend ses valeurs sur $[0,1]$ avec la loi: $\forall (a,b) \in [0,1]^2, a < b, P(X \in [a,b]) = b-a$

Alors X est une VA à densité, de densité $f_x(x) = 1_{[0,1]}(x)$ et de fonction de répartition $F_x(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ x & \text{si } x \in [0,1] \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$

On considère à présent X : une VA à densité f_x

[4] prop f et F_x déterminent toute la loi de X

- Si X est à densité, alors: $\forall x \in \mathbb{R}, P(X=x) = 0$
- $\forall (a,b) \in \mathbb{R}^2$ avec $a < b, F_x(b) - F_x(a) = P(a < x \leq b) = P(ax < b) = P(a < x \leq b)$
- $\lim_{x \rightarrow a^+} F_x(x) = 0, \lim_{x \rightarrow b^-} F_x(x) = 1$ et F_x est croissante
- F_x est continue, dérivable à droite, dérivable en tout point de continuité de f_x

[5] Prop Soit X une VA réelle de densité f_x et g un C^1 -diffeomorphisme. Alors la VA réelle $Y = g(X)$ admet une densité f_y :

$$f_y(y) = \begin{cases} f_x(g^{-1}(y)) / (g^{-1})'(y) & \text{si } y \in g(\mathbb{R}) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

[6] Th de Transtort : Soit g mesurable sur $X(\Omega)$. Alors la VA $Y = g(X)$ est intégrable si: $\int_{\Omega} |g(x)| f_x(x) d\lambda(x) < \infty$ et $E(Y) = \int_{\Omega} g(x) f_x(x) d\lambda(x)$

III Application

- Si $\int_{\mathbb{R}} |x| f_x(x) d\lambda(x) < \infty$, alors $E(X) = \int_{\mathbb{R}} x f_x(x) d\lambda(x)$

2) Vecteurs aléatoires; Indépendance et densité

[7] Th Soient $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$ et $(\Omega', \mathcal{F}', \mu')$ deux espaces mesurés. On suppose que la loi ν de $(\Omega \times \Omega', \mathcal{F} \otimes \mathcal{F}')$ admet une densité h par rapport à $\mu \otimes \mu'$. Alors la loi image ν_{π} de ν par l'application $\pi: \Omega \times \Omega' \rightarrow \Omega$ admet comme densité par rapport à μ la fonction $f_{\pi}(x) = \int_{\Omega'} h(x, \omega') d\mu'(\omega')$

[8] def : On appelle vecteur aléatoire de dimension n : $x = (x_1, \dots, x_n)$ à densité f_x un n-upl où chaque x_i est une VA (à densité) réelle.

[9] Th Soit X un VA à valeurs dans \mathbb{R}^n et Y un VA à valeurs dans \mathbb{R}^m défini sur le même espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$. Si $h(x, y)$ est une densité de (X, Y) par rapport à $\lambda(\mathbb{R}^{n+m})$, alors X admet la densité $f_x(x) = \int_{\mathbb{R}^m} h(x, y) d\lambda^m(y)$ (n'explique pas Y ...)

[10] def : Deux VA X et Y sont indépendantes si: $P_{X,Y} = P_X \otimes P_Y$

[11] Th Soit X un VA à densité dans \mathbb{R}^n , Y un VA à densité dans \mathbb{R}^m .

Si X et Y sont indépendants, alors (X, Y) admet comme densité la fonction $f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

[12] Th : Soit X et Y deux VA à valeurs dans \mathbb{R}^n (resp \mathbb{R}^m) définis sur le même espace probabilisé. On suppose que (X, Y) admet une densité h secrivant sous la forme $h(x, y) = f_X(x)g(y)$, où f_X et g sont positives.

Alors: X et Y sont indépendantes de densité: $f_X(x) = \frac{f(x)}{\int_{\mathbb{R}^m} f(t) dt^n(t)}$, $f_Y(y) = \frac{g(y)}{\int_{\mathbb{R}^n} g(t) dt^m(t)}$

[13] Ex : X et Y sont des VA indépendantes de densités $f_X(x) = f_Y(y) = 1_{[0,1]}(x)$
 $\Leftrightarrow (X, Y)$ est un VA de densité $f_{X,Y}(x, y) = 1_{[0,1]^2}(x, y) = 1_{[0,1]}(x) \times 1_{[0,1]}(y)$

[14] prop) Si X et Y sont deux VA à densités indépendantes, alors:

$X+Y$ est à densité, de densité f_{X+Y}

2) Si seule X est à densité, alors:

$$X+Y$$
 est de densité $f_{X+Y} = f_X * P_Y(x) = \int f(x-t) dP_Y(t)$

[15] def : La fonction caractéristique du VA $X = \Xi$ est la fonction définie sur \mathbb{R}^d par $\Xi_x(t) = \int_{\mathbb{R}^d} e^{itx} dP_X(x)$

[16] Th : Soient X et Y deux VA de \mathbb{R}^n et \mathbb{R}^m .

X et Y sont indépendants si (X, Y) est un VA de \mathbb{R}^{n+m} tel que

$$\Xi_{(x,y)}(s, t) = \Xi_x(s) \cdot \Xi_y(t)$$

[17] Th : Soient X et Y deux VA de \mathbb{R}^n indépendantes, alors $\Xi_{X+Y}(t) = \Xi_X(t) \cdot \Xi_Y(t)$

△ Reciproque fausse.

[18,5] Th : Soit X et Y indép. Alors $f_{X+Y} = f_X * f_Y$

Application en [7]

4/ Quelques lois importantes (Dessins en annexe)

1) Loi uniforme

1] **Def:** On dit qu'un V.A X suit une loi uniforme sur un compact $K \subset \mathbb{R}^d$ si il admet la densité: $f_X(x) = \frac{1}{\lambda(K)} \mathbf{1}_K(x)$. On note $X \sim U(K)$

2] **Prop** Soit $X \sim U([a,b])$. Alors

- $F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{si } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{si } b < x \end{cases}$
- $E(X) = \frac{b+a}{2}$
- $V(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$
- $\Phi_X(t) = e^{-\frac{i(a+b)}{2}} \cdot \frac{\sin((b-a)t)}{(b-a)t}$

3] **Exemple** $X \sim U([0,1])$: $f_X(x) = \mathbf{1}_{[0,1]}(x)$; $F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ x & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$; $\Phi_X(t) = \frac{\sin t}{t}$

4] **prop** Tout $x \in [0,1]$ peut s'écrire en base 2 sous la forme: $x = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{x_k}{2^k}$, $x_k \in \{0,1\}$. Une telle écriture est appelée décomposition dyadique de x

5] **Th** Soit $X = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{X_k}{2^k}$.

$X \sim U([0,1])$ ssi les X_k sont iid et suivent une loi $B(1/2)$

} DEVI !

5) Th: Inversion de la fonction de répartition

Soit $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, croissante, continue à droite tq $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$

On suppose que sur $(\mathbb{R}, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, $U \sim U([0,1])$. On pose:

$$\forall u \in [0,1], Q^*(u) = \min \{x \in \mathbb{R}, 1-F(x) \leq u\}$$

Alors $Q(u)$ est une VA nulle dont F est la fonction de répartition

6] **Cor** Soit $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ vérifiant ces mêmes hypothèses.

Alors: Il existe une mesure de probabilité sur \mathbb{R} dont F est la fonction de répartition.

2) Loi exponentielle

7] **Def:** Une VA suit une loi exponentielle de paramètre $\lambda (\in \mathbb{R}^*)$ si elle admet pour densité: $f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$. On note: $X \sim E(\lambda)$

8] **Prop** Soit $X \sim E(\lambda)$. Alors

- $F_X(x) = 1 - e^{-\lambda x}$
- $E(X) = \frac{1}{\lambda}$
- $V(X) = \frac{1}{\lambda^2}$
- $\Phi_X(t) = \frac{\lambda}{\lambda + it}$

9] Soit X une VA positive. Alors X suit une loi exponentiellessi elle est sans mémoire, c'est à dire: $\forall (s, t) \in \mathbb{R}^2$, $P(X > s+t | X > t) = P(X > s) > 0$

DEVI

10) Exemple Distribution de Laplace

$$X \sim L(\lambda) \text{ssi } f_X(x) = \frac{1}{2} \lambda e^{-\lambda|x|}$$

11) Exemple Densité de Rayleigh - Fonction Taux de passe

Soit X une VA de densité $f_X(x) = (a+bx) e^{-\frac{ax+bx^2}{2}}$, $x \geq 0$ et de fonction de répartition $F_X(x) = 1 - e^{-\frac{ax+bx^2}{2}}$

Alors f_X est une densité de Rayleigh et

$\lambda: t \mapsto \frac{f_X(t)}{1-F_X(t)}$ est la fonction taux de passe

3) Loi de Cauchy

12] **Def** Une VA X suit une loi de Cauchy(a, b) si elle admet pour densité:

$$f_X(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{b}{(x-a)^2 + b^2}$$

13] **Prop** $\Phi_X(t) = e^{iat - bt^2}$

14] **Prop** La loi de Cauchy n'admet pas de moment d'ordre 1 (ou supérieur)

4) Loi Gamma

15] **Def:** Une VA X suit une loi Gamma(α, γ) si elle admet la densité:

$$P(X=x) = \frac{\gamma^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\gamma x} \quad x \geq 0$$

36 Prop. $\Phi_x(t) = (1 - \frac{it}{\gamma})^{-\alpha}$

- $E(X) = \alpha/\gamma$
- $V(X) = \alpha/\gamma^2$

37 Prop Si $X \sim \Gamma(a, \gamma)$, $Y \sim \Gamma(b, \gamma)$ indépendantes. Alors:
 $X+Y \sim \Gamma(a+b, \gamma)$

III / Un exemple majeur: la loi normale

1) Variables et vecteurs gaussiens

Def: On dit qu'une VA X suit une loi gaussienne (ou normale) de paramètres (m, σ^2) , noté $X \sim N(m, \sigma^2)$ si elle admet la densité

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$$

• Un VA $x \in \mathbb{R}^d$ est un vecteur gaussien si $\forall a \in \mathbb{R}^d$, la VA $\langle x, a \rangle$ est gaussienne

9) Th: l'image d'un VG X , d'espérance m_X et de matrice de covariance C_X par une application affine $x \mapsto Ax + b$ est un VG $y = Ax + b$ d'espérance $m_y = Am_X + b$ et de matrice de covariance : $C_y = AC_XA^T$ (Appli : VAG centrée réduite)

10) Cor: Si $X = (X_1, \dots, X_d)$ est gaussien, alors pour tout $I \subset \{1, \dots, d\}$, le VA $(X_i)_{i \in I}$ est gaussien

11) Prop Soit X_1, \dots, X_d des VA gaussiennes indépendantes. Alors (X_1, \dots, X_d) est un VG.

12) Th: Soit $C \in S_d^{++}(\mathbb{R})$ et $m \in \mathbb{R}^d$. Alors on peut construire un VG admettant m comme espérance et C comme matrice de covariance.

13) Th: Soient X et Y deux VG ayant même espérance et matrice de covariance. Alors X et Y ont même loi

14) Th: Soient X_1, \dots, X_n de VA gaussiennes.

Les X_i sont deux à deux indépendantes

\Leftrightarrow le vecteur gaussien (X_1, \dots, X_n) a une matrice de covariance est diagonale

145) Prop Soit $X \sim N(m, C)$ est un VG de \mathbb{R}^n , alors:

- $f_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{\det C}} \exp\left(-\frac{1}{2} \langle C^{-1}(x-m), x-m \rangle\right)$
- $\Phi_x(t) = e^{i\langle t, m \rangle} e^{-\frac{1}{2} \langle Ct, t \rangle}$
 (Rq: Φ_x ne dépend pas de α)

2) Liens avec d'autres lois

146) Deux Lemmes préliminaires au . . .

- On a: $|e^{ix} - \sum_{k=0}^p \frac{(ix)^k}{k!}| \leq \min\left(\frac{|x|^{p+1}}{(p+1)!}, \frac{2|x|^p}{p!}\right)$
 $\Rightarrow |\Phi_x(t) - \sum_{k=0}^p \frac{i^k x^k}{k!} E(X^k)| \leq E\left(\min\left(\frac{|t|^{p+1}}{(p+1)!}, \frac{2|t|^p}{p!}\right)\right)$
- Soient $a_i, b_i \in \mathbb{C}$ ($1 \leq i \leq n$) avec $|a_i|, |b_i| \leq 1$, alors
 $\left| \prod_{i=1}^n a_i - \prod_{i=1}^n b_i \right| \leq \sum_{i=1}^n |a_i - b_i|$

147) Théorème Central Limite (Dev3)!!

Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de VA réelles iid dans \mathbb{L}^2 d'espérance m et de variance σ^2 . On note $S_n = \sum_i X_i$. Alors:

$$\frac{S_n - nm}{\sqrt{n\sigma^2}} \xrightarrow{D} N(0, 1)$$

148) Th de Cochran

Soit $X = (X_1, \dots, X_n)$ un VG centré réduit, F un sous-espace de \mathbb{R}^n de dim(F) = p et P_F (resp P_{F^\perp}) la projection orthogonale sur F (resp F^\perp)

Alors les VG $P_F X$ et $P_{F^\perp} X$ sont gaussiens, indépendants, de lois $P_F(x) \sim N(0, P_F)$, $P_{F^\perp}(x) \sim N(0, P_{F^\perp})$ et

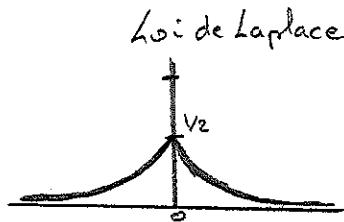
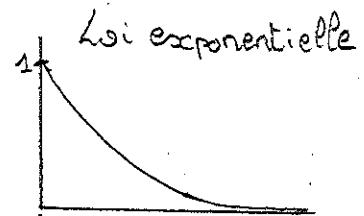
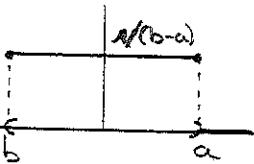
$$\|P_F X\|^2 \sim \chi_p^2, \|P_{F^\perp} X\|^2 \sim \chi_{n-p}^2, \text{ où...}$$

149) Def: Si X est un VG de \mathbb{R}^n de loi $N(0, I_n)$, alors $\|X\|_2^2$ est une VA à densité dont la loi est la loi du Chi-Deux à n degrés de liberté.
 On note $X \sim \chi_n^2$.

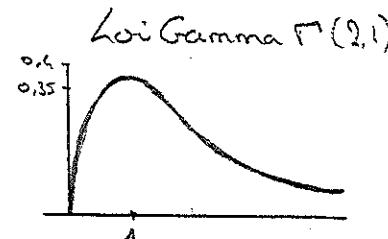
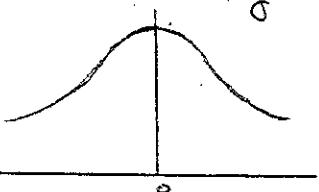
150) Prop $\chi_n^2 = \Gamma\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right)$

Annexe

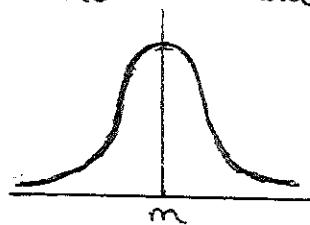
Loi uniforme



Loi de Cauchy $C(0,1)$



Loi normale



Biblio

Ouvard - Probabilités 1 et 2

Ross - Initiation aux probabilités

Garet - De l'intégration aux probabilités

L3 Maths appliquées

Poly J.C. Breton