

260 Espérance, variance et moments d'une variable aléatoire.

On considère un espace probabilisé (Ω, \mathcal{F}, P) . Une variable aléatoire (v.a) sur Ω est une fonction $X: \Omega \rightarrow E$ avec E un espace et X - mesurable. Ici, X désignera une v.a à valeurs dans \mathbb{R}^d où $d \in \mathbb{N}^*$.

I. Espérance et variance d'une v.a.

Def ①: Soit X une v.a.r intégrable. On appelle espérance de X la quantité $E[X] = \int_{\Omega} x dP$. X est dite centrée si $E[X] = 0$ (si Z est une v.a complexe, on écrit $Z = X + iY$ et on définit $E[Z] = E[X] + iE[Y]$.)

• Si $X \in L^p$, $p > 0$, le moment d'ordre p de X est $E[X^p] = \int x^p dP$. Le moment centré d'ordre p est $E[(X - E[X])^p]$.

• Si $X = (x_1, \dots, x_d) \in \mathbb{R}^d$ est un vecteur aléatoire, X est de puissance p -ème intégrable si x_i^p est v.i. $\forall i \in \{1, \dots, d\}$ ce $E[\|X\|^p] < +\infty$ ($\|\cdot\|$ euclidienne) - Son espérance est $E[X] = (E[x_1], \dots, E[x_d])$

Ex ②: si $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$, $E[1_A(X)] = P(X \in A)$.

Thm ③ (transfert) soit $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d$ v.a et $\phi: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable.

(i) si ϕ positive alors $E[\phi(X)] = \int_{\Omega} \phi \circ X dP = \int_{\mathbb{R}^d} \phi(x) dP_X(x)$

(ii) $\phi(x) \in L^1(\Omega) \Leftrightarrow \phi \in L^1(\mathbb{R}^d)$ et dans ce cas, on a l'égalité en particulier, si $X \in L^1(\Omega)$, $E[X] = \int_{\mathbb{R}^d} x dP_X(x)$.

cor ④: Si X admet pour densité f par rapport à la mesure de Lebesgue, dans les conditions du thm,

$$E[\phi(X)] = \int_{\mathbb{R}^d} \phi(x) f(x) dx.$$

Ex ⑤: si X est de loi $N(m, \sigma^2)$, $E[X] = m$.

• Si X est une v.a discrète; X a valeur dans un ensemble au plus dénombrable $D = \{x_i, i \in \mathbb{N}\}$. alors $E[X] = \sum_{i \in \mathbb{N}} x_i P(X = x_i)$ si $X \in L^1$.

Def ⑥: Soit X une v.a.r L^2 . On appelle variance de X la quantité $Var(X) = E[(X - E[X])^2] = E[X^2] - (E[X])^2$

• si $X = (x_1, \dots, x_d)$ est un vecteur aléatoire de \mathbb{R}^d , on appelle matrice de covariance:

$$cov(X) = (E[(X_i - E[X_i])(X_j - E[X_j])])_{1 \leq i, j \leq d}$$

Ex ⑦: $Var(X) = \sigma^2$ où $X \sim N(m, \sigma^2)$.

• si $X \sim N(m, \sigma^2)$ et $Y \sim N(m, \mu^2)$ avec $X \perp Y$ alors $cov(X, Y) = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \mu^2 \end{pmatrix}$.

prop ⑧: X et Y sont des v.a indep SSI $\forall f$ et g mes $f, g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ intégrables, $E[f(X)g(Y)] = E[f(X)]E[g(Y)]$ si $X \perp Y$, $var(X+Y) = var(X) + var(Y) = E[f(X)]E[g(Y)]$

II. Inégalités remarquables.

prop ⑨: si X intégrable et $t > 0$, $P(|X| \geq t) \leq \frac{E[|X|]}{t}$

cor ⑩: (Bienaymé, Tchebitchev) si $X \in L^2$:

$$P(|X - E[X]| \geq t) \leq \frac{Var(X)}{t^2} \quad t > 0$$

prop ⑪ (Jensen): si ϕ est convexe sur \mathbb{R} et si X est une v.a.r tq $X, \phi(X)$ sont intégrables, alors $\phi(E[X]) \leq E[\phi(X)]$.

prop ⑫ (Hölder) si $X \in L^p, Y \in L^q$ avec $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$, $p, q \geq 1$ alors $E[XY] \leq E[|X|^p]^{1/p} E[|Y|^q]^{1/q}$.

(B) p 56 et 60

p 53

p 60 et 51

p 79

p 58

p 51

805 p 122

app 13: Soit $f: [0,1] \rightarrow \mathbb{C}$ une fonction continue et $w(R) = \sup \{ |f(u) - f(v)|, |u-v| \leq R \}$. $\forall n \geq 1$, on considère $B_n(f, x) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} f(\frac{k}{n})$ le n-ème pol de Bernstein

- on a:
- (i) $\|f - B_n\|_{\infty} \leq C w(\frac{1}{\sqrt{n}})$
 - (ii) $\exists f$ Lipschitzienne tq $\|f - B_n\|_{\infty} \geq C w(\frac{1}{\sqrt{n}})$

app 14: soit $f \in \mathcal{C}^0([0,1])$ tq $\forall n \in \mathbb{N}, \int_0^1 x^n f(x) dx = 0$ alors $f \equiv 0$.

cor 15: $\mathcal{L}^{\infty} \subset \mathcal{L}^p \subset \mathcal{L}^q \subset \mathcal{L}^1 \quad \forall q < p$.

III. Fonctions caractéristiques et génératrices

1) v.a discrète à valeur dans \mathbb{N} .

Def 16: soit X une v.a à valeur dans \mathbb{N} . On définit la fonction génératrice de X : $G(t) = \sum_{n=0}^{\infty} p_n t^n$. cette quantité vaut $\mathbb{E}(t^X)$ lorsque la série cva.

- Thm 17: (i) le RC de $\sum p_n t^n$ vaut au moins 1, G est définie sur $[-1,1]$, \mathcal{C}^{∞} sur $] -1,1[$, G est croissante, convexe sur $(0,1]$
- (ii) G caractérise la loi de X
 - (iii) X est d'espérance finie SSI G est dérivable à gauche en 1 et $\mathbb{E}(X) = G'(1)$
 - (iv) X admet un moment d'ordre k SSI G est k -fois dérivable à gauche en 1 et alors $G^{(k)}(1) = \mathbb{E}[X(X-1)(X-2)\dots(X-k+1)]$.
- $V(X) = G''(1) + G'(1) - G'(1)^2$.

prop 18: si X et Y sont deux v.a indep à valeurs dans \mathbb{N}

alors $G_{X+Y} = G_X G_Y$.

app 19: Quelle que soit la façon dont on pipe deux dés, la somme de ses deux dés ne peut pas suivre une loi uniforme sur $\{2,3,\dots,12\}$.

lemme 20: soit $(X_n)_n$ une suite de v.a indep et identifi distribuées à valeurs dans \mathbb{N} . soit N une variable aléatoire à valeur dans \mathbb{N} , indep des $(X_n)_n$ alors notant $S_N = X_1 + \dots + X_N$ on a: $G_S = G_N \circ G_X$ où X = loi des X_i .

app 21 (Galton-Watson). On se donne une v.a X discrète à valeur dans \mathbb{N} , on note $p_k = \mathbb{P}(X=k)$. Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$ une suite de v.a. iid de loi \mathbb{P}^X , et on pose:

$Z_0 = 1$ et on suppose les X_i \mathcal{L}^1 , avec $m = \mathbb{E}(X)$
 $Z_{n+1} = \sum_{i=1}^{Z_n} X_i^n$ on note $G = G_X = \mathbb{E}(t^X) = \sum_{n \in \mathbb{N}} p_n t^n$
 avec $p_0 > 0, 0 < p_0 + p_1 < 1$. On s'intéresse à la probabilité d'extinction, on introduit donc $z_n = \mathbb{P}(Z_n = 0)$

- On a:
- (i) $G_n = G_{Z_n} = \underbrace{G \circ \dots \circ G}_{n \text{ fois}}$
 - (ii) $(G_n)_n$ converge vers α , plus petit point fixe de G
 - (iii) $\alpha = 1$ si $m \leq 1$
 $0 < \alpha < 1$ si $m > 1$
 - (iv) $\mathbb{E}(Z_n) = m^n \quad \forall n \in \mathbb{N}$

Rq 22: On peut utiliser ceci pour modéliser une division cellulaire: $p_2 = p = 1 - p_0, \alpha = \min(1, \frac{1-p}{p})$.

2) Fonction caractéristique

Def 23: soit X un vecteur aléatoire sur \mathbb{R}^d , on appelle fonction caractéristique de X l'opérateur $\mathcal{C}: \mathbb{C}(\mathbb{R}^d) \rightarrow \mathbb{C}$ tel que $\mathcal{C}(t) = \mathbb{E}(e^{i \langle t, X \rangle}) = \int_{\mathbb{R}^d} e^{i \langle t, x \rangle} d\mathbb{P}_X(x)$

p 109

p 195-8

[3] p 1

(A) p 160

p 161-2

p 172

Thm 24: si X et Y sont des vecteurs aléatoires de lois P_X et P_Y tels que $\varphi_X = \varphi_Y$, alors $P_X = P_Y$.

Ex 25: si X vecteur aléatoire dans \mathbb{R}^d , $T \in \mathcal{M}(\mathbb{R})$ et $m \in \mathbb{R}^d$, alors $Y = \sum X_{+m}$ est un vecteur aléatoire de loi caractérisée $\varphi_Y(t) = e^{i\langle t, m \rangle} \varphi_X(tZ)$

Thm 26: si X intégrable par rapport à la mesure de Lebesgue sur \mathbb{R}^d , alors P_X admet une densité continue et bornée f par rapport à la mes de Lebesgue sur \mathbb{R}^d donnée pour tout $x \in \mathbb{R}^d$ par $f(x) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{\mathbb{R}^d} e^{-i\langle t, x \rangle} \varphi_X(t) dt$.

prop 27: soit X une v.a.r.

(i) si $\mathbb{E}[|X|^n] < +\infty$ ($X \in \mathcal{L}^n$) alors φ_X est n -fois dérivable et $\varphi^{(k)}(t) = i^k \int x^k e^{itx} dP_X(x) = i^k \mathbb{E}[X^k e^{itX}]$ et $\varphi^{(k)}(0) = i^k \mathbb{E}[X^k]$

(ii) si n est pair et si φ est n -fois dérivable en 0, alors X admet tout moment d'ordre $\leq n$.

Rq 28: si φ_X est analytique, alors P_X est caractérisé par ses moments; ceci a lieu lorsque par exemple $\mathbb{E}[e^{\alpha|X|}] < +\infty$ pour un $\alpha > 0$

Thm 29: (des moments) Soient X, Y des v.a.r. bornées.

si $\mathbb{E}[X^k] = \mathbb{E}[Y^k] \forall k \in \mathbb{N}$, alors X et Y ont même loi

app 30: soit $X \sim N(0,1)$, alors X admet des moments à tout ordre et $\mathbb{E}[X^{2k+1}] = 0$, $\mathbb{E}[X^{2k}] = 1 \cdot 3 \cdot 5 \cdots (2k-1)$

IV. Théorèmes Limites

Thm 31: (LFGN \mathcal{L}^2) Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de v.a.r. de carré intégrable, $z \in \mathbb{R}$ non corrélées telles que $\sup_n \text{var}(X_n) < +\infty$, si $S_n = X_1 + \dots + X_n$, alors $\frac{S_n - \mathbb{E}[S_n]}{n} \xrightarrow{p.s.} 0$

Rq 32: Ce résultat est vrai si les X_i sont iid et intégrables seulement.

Thm 33: Soit $(X_n)_n$ une suite de variables aléatoires iid admettant une variance finie $\sigma^2 > 0$. On note $m = \mathbb{E}[X_1]$, et $S_n = X_1 + \dots + X_n$. alors $S_n^* = \frac{S_n - nm}{\sigma \sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} N(0,1)$.

app 34: (Stirling) $n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$

DVP: ① Polynômes de Bernstein [13]

② G-W [21]

Références: [A]: Appel (Proba pour non p...)

[B]: Barbe Ledoux (Probas)

[G]: Garet et Kurtzman

[Z]: Zúily Queffelec [13]

p 2

p 3

p 4

[G] p 1

[A] p 239

[B] p 497

Loi	$X(\Omega)$	$P(X=k)$ / densité	$E(X)$	$Var(X)$	$G(t)$	$\varphi(t)$
Bernoulli	$\{0, 1\}$	$P_1 = p$ $P_0 = 1-p$	p	$p(1-p)$	$1-p+pt$	$1-p+pe^{it}$
$B(n, p)$	$[1, n]$	$\binom{n}{h} p^h (1-p)^{n-h}$	np	$np(1-p)$	$(1-p+pt)^n$	$(1-p+pe^{it})^n$
$g(p)$	\mathbb{N}^*	$(1-p)^{k-1} p$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$\frac{pt}{1-(1-p)t}$	$\frac{pe^{it}}{1-(1-p)e^{it}}$
$P(X)$	\mathbb{N}	$e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$	λ	λ	$e^{\lambda(t-1)}$	$e^{\lambda(e^{it}-1)}$
$N(m, \sigma^2)$	\mathbb{R}	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right)$	m	σ^2	—	$e^{imt} e^{-\sigma^2 \frac{t^2}{2}}$
$E(\alpha)$	\mathbb{R}^+	$\alpha e^{-\alpha x}$	$\frac{1}{\alpha}$	$\frac{1}{\alpha^2}$	—	$\frac{1}{1-\frac{it}{\alpha}}$