Probas - Résumé

October 18, 2023

THEVENET Louis

Notions

Fonction de répartition

$$F: \begin{cases} \mathbb{R}^{\to [0,1]} & \textbf{VAC} \\ x \mapsto P[X < x] & F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(u) du & p(x) = F'(x) \end{cases}$$

Fonction caractéristique

$$\Phi_X(t) = E[\exp(itX)]$$

Lois conditionnelles

$$\begin{array}{ll} \mathbf{VAD} & \mathbf{VAC} & \mathrm{Où}\ p_{i.}\ \mathrm{et}\ p(x,.)\ \mathrm{sont}\ \mathrm{les} \\ P\big[X=X_i\mid Y=y_j\big] = \frac{p_{ij}}{p_{.j}} & \mathrm{Densit\acute{e}}\ \mathrm{de}\ X|(Y=y)\ : \\ p(x|y) = \frac{p(x,y)}{p(.,y)} & \mathrm{i.e.}\ p(x,.) = \int_{\mathbb{R}} p(x,y) dy \end{array}$$

Indépendance

Pour X et Y indépendantes et α et β continues, on a $\alpha(X)$ et $\beta(Y)$ indépendantes. (réciproque vraie si bijectivité)

Corrélation

$$\operatorname{cov}(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y], \qquad E[VV^T] = \begin{pmatrix} \operatorname{var}(X) & \operatorname{cov}(X,Y) \\ \operatorname{cox}(X,Y) & \operatorname{var}(Y) \end{pmatrix}, \qquad r(X,Y) = \frac{\operatorname{cov}(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

Espérance conditionnelle

$$E[\alpha(X,Y)] = E_X[E_Y[\alpha(X,Y) \mid X]]$$

Vecteurs Gaussiens

Transformation affine

Pour $X\sim \mathcal{N}_n(m,\Sigma)$ un vecteur Gaussien et $Y=AX+b,\,A\in \mathcal{M}_{p,n}(\mathbb{R}),$ on a :

$$Y \sim \mathcal{N}_p(Am + b, A\Sigma A^T)$$

avec rg(A) = p

Lois marginales

$$X = (X' \mid X'') \sim \mathcal{N}_n(m, \Sigma), \ m = (m' \mid m''), \ \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma' & M \\ M^T \mid \Sigma'' \end{pmatrix}, \ \text{alors on a} :$$

$$X' \sim \mathcal{N}_p(m', \Sigma')$$

où
$$\Sigma' \in \mathcal{M}_p(\mathbb{R})$$

Convergence

En loi :
$$X_n \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{L}} X \Leftrightarrow F_n[X_n < x] \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{CS}} F(x) = P[X < x]$$

En probas :
$$X_n \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{P}} X \Leftrightarrow \forall \varepsilon > 0, P[|X_n - X| > \varepsilon] \xrightarrow[n \to \infty]{0} 0$$

En moyenne quadratique :
$$X_n \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{MQ}} X \Leftrightarrow E\left[\left(X_n - X\right)^2\right] \xrightarrow[n \to \infty]{} 0$$

Presque sûrement :
$$X_n \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{PS}} X \Leftrightarrow X_n(\omega) \xrightarrow[n \to \infty]{} X(\omega), \forall \omega \in A \mid P(A) = 1$$

Théorèmes

Loi faible des grands nombres

Si $X_1,...,X_n$ sont des VA iid de moyennes $E[X_k]=m<\infty,$ alors

$$\overline{X_n} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{P}} m$$

Loi forte des grands nombres

Si $X_1,...,X_n$ sont des VA iid de moyennes $E[X_k]=m<\infty,$ de variances $\sigma^2<\infty$ alors

$$\overline{X_n} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \underset{n \to \infty}{\overset{\mathcal{MQ}}{\longrightarrow}} m$$

Théorème central limite

Si $X_1,...,X_n$ sont des VA iid de moyennes $E[X_k]=m<\infty$, de variances $\sigma^2<\infty$ alors

$$Y_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - nm}{\sqrt{n\sigma^2}} \underset{n \to \infty}{\xrightarrow{\mathcal{L}}} X \sim \mathcal{N}(0,1)$$

Méthodes

Changements de variables

$$Pig(y=y_jig) = \sum_{i|y_j=g(x_i)} P[X=x_i]$$
 Si g est bijective et différentiable, alors $Y=g(X)$ est une VAC et

$$p_{Y(y)} = p_{X(g^{-1}(y))} \bigg| \frac{dx}{dy} \bigg|$$

Si
$$g: \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}^2$$
, on a: $p_{U,V}(u,v) = P_{X,Y}(g^{-1}(u,v))|\det(J)|$

Astuces

• Changement de variable type $Z = \alpha(X, Y)$, on peut poser T = Y par exemple pour utiliser les théorèmes sur les changements de $\mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}^2$

2