

Condensé SG3

Martin

July 2020

1 Rappel ING1

Variable aléatoire

Une variable aléatoire réelle est une application mesurable le $(\Omega, \varphi, \rho) \rightarrow (R, B)$ où B est la tribu Borélien c'est-à-dire la tribu engendré par les intervalles de R.

Espérance

On appelle espérance de X (var.aléatoire discrète) $E(X) = \sum_i x_i P[X = x_i]$

Variance de X

On appelle variance de X : $V(X) = E((X - E(X))^2)$
 $\sigma(x) = \sqrt{V(X)}$ écart-type

Formule de König-Hughens

$$V(X) = E(X^2) - E^2(X)$$

Loi uniforme discrète

On dit qu'une variable aléatoire X suit une loi uniforme discrète lorsqu'elle prend ses valeurs dans $(1, \dots, n)$ avec des probabilités élémentaires identiques. Puisque la somme de ces dernières doit valoir 1, on en déduit qu'elles doivent toutes être égales à $1/n$:

$$P[X = k] = 1/n \text{ avec } \forall k = 1, 2, \dots, n \text{ valeurs de } X = 1, 2, \dots, n$$

$$E(X) = \frac{n+1}{2} \text{ et } V(X) = \frac{n^2-1}{12}$$

Loi de Bernoulli

Cette loi est celle de toute variable aléatoire X modélisant une expérience dont l'issue ne possède que deux alternatives de type "succès ou échec", "vrai ou faux"... Un succès est représenté par l'événement $(X=1)$ tandis que $(X=0)$ correspond à un échec, $X(\Omega) = 0, 1$. Puisque l'on a $P[X = 0] = 1 - P[X = 1]$, la loi de X ne dépend que d'un paramètre, on parle alors de la loi de Bernoulli de paramètre p :

$$P[X = 1] = P$$

$$P[X = 0] = 1 - P$$

$$E(X) = p \text{ et } V(X) = p(1 - p)$$

Loi binomiale

On répète n fois l'expérience de Bernoulli de manière indépendante et dans des conditions identiques. Soit X la v.a. : nb de réalisation de l'événement A .

$$X = \sum_{i=1}^n X_i$$

où X_i suit $\forall i$ $B(p)$

$$E(X) = np \text{ et } V(X) = npq$$

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} \text{ avec } \forall k = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

Loi de Poisson

Cette loi peut modéliser les événements rares. Par exemple, elle peut modéliser le nombre d'appels reçus par un standard téléphonique, le nombre de voyageur se présentant à un guichet dans la journée, etc... Elle s'exprime avec la fonction exp et dépend de $\lambda > 0$, qui correspond au nombre moyen d'occurrence du phénomène observé pendant la durée donnée.

$$P[X = k] = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

avec $\forall k \in \mathbb{N} \quad E(X) = \lambda$ et $V(X) = \lambda$

Lois conditionnelles

Soit $B \in \rho / P(B) \neq 0$

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

A et B sont indépendants

$$P(A/B) = P_B(A)$$

Formule de Bayes

$$P(A/B) = \frac{P(B/A)P(A)}{P(B)}$$

$$P(B_i/A) = \frac{(P(A/B_i)P(B_i))}{\sum P(A/B_k)P(B_k)}$$

2 ANDO

Loi conjointe

On appelle loi conjointe du couple (X,Y) l'ensemble des couples (x_i, y_j, P_{ij}) où $x_i \in X(\Omega), y_j \in Y(\Omega)$

$$P_{ij} = P((X = x_i) \cap (Y = y_j))$$

Loi marginale

Les variables X et Y sont appelés variables marginales.

$$P(X = x_i) = \sum_{j \in J} P_{ij} = \sum_{j \in J} P((X = x_i) \cap (Y = y_j))$$

$$P_{\forall j}(X = x_i) = \sum_{j \in J} P_{ij} = P_{i \bullet}$$

$$P_{\forall i}(Y = y_j) = \sum_{i \in I} P_{ij} = P_{\bullet j}$$

Indépendance

X et Y sont indépendants ssi :

$$P((X = x) \cap (Y = y)) = P(X = x)P(Y = y)$$

$$\iff P_{ij} = P_{i\bullet} * P_{\bullet j} (\forall (i, j) \in I \times J)$$

$$\iff P(X = x/Y = y) = P(X = x)$$

Espérance Z

$$Z = g(X, Y)$$

$$E(Z) = \sum_{i,j} g(x_i, y_j) P_{ij}$$

Si X et Y sont indépendants alors : $E(X, Y) = E(X)E(Y)$

Covariance d'un couple (X, Y)

On appelle covariance du couple (X, Y) :

$$COV(X, Y) = E(X, Y) - E(X)E(Y)$$

et le coef. de corrélation : $\rho(X, Y) = \frac{COV(X, Y)}{\sigma_x \sigma_y}$
($\sigma_x = \sqrt{V(X)}, \sigma_y = \sqrt{V(Y)}$)

Matrice de VAR-COV

$$V = {}^t Y D Y$$

Inertie

On appelle inertie totale du nuage de points la moyenne pondérée des carrés des distances des points au centre de gravité :

$$I_g = \sum_{i=1}^n P_i^t (e_i - g) M (e_i - g) = \sum_{i=1}^n P_i \|e_i - g\|^2$$

On peut montrer que l'inertie du nuage est égale à la trace de la matrice MV :

$$I_g = \text{Trace}(MV) = \text{Trace}(VM)$$

3 TEC1

Convergence en loi

La suite X_n converge en loi vers la variable X de répartition $F(x)$ si en tout point de continuité de F , la suite (F_n) des fonctions de répartition de X_n converge vers F :

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F_n(x) = F(x)$$

$\forall x$ un point de continuité de F .

Théorème

X_n converge en loi vers X ssi $\lim_{x \rightarrow +\infty} \Phi_{X_n}(t) = \Phi_X(t)$

Où $\Phi_{X_n}(t)$ est la fonction caractéristique de X_n et $\Phi_X(t)$ est la fonction caractéristique de X .

Convergence en probabilité

X_n étant une suite de variables aléatoires réelles. On dit que X_n converge en probabilité vers une v.a. X lorsque pour $\forall \epsilon > 0$

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} P(|X_n - X| \geq \epsilon) = 0$$

Inégalité de Tchebyshev

$$\forall \epsilon > 0, P(|X_n - E(X_n)| \geq \epsilon) \leq \frac{V(X_n)}{\epsilon^2}$$

Convergence en moyenne d'ordre p

X_n converge en moyenne d'ordre p ssi

$$E((X_n - X)^p)$$

$$\text{si } p = 2E((X_n - X)^2)$$

Loi Laplace-Gauss (Loi normale)

X suit la loi normale $N(m, \sigma)$ de paramètres m et σ . Si sa densité est

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2\right), \forall x \in R, m = E(X), \sigma = \sqrt{V(X)}$$

Loi normale centrée et réduite

Soit X Suit $N(m, \sigma)$

On pose $U = \frac{X-m}{\sigma}$ variable normale centrée et réduite. Sa densité est :

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}$$

$$E(U) = \frac{E(X)-m}{\sigma} = 0$$

U est centrée $V(u) = 1$

Fonction caractéristique

La fonction caractéristique d'une v.a. X est la transformée de Fourier de sa loi de probabilité :

$$\Phi_x(t) = E(\exp(itx))$$

— Si X est continue :

$$T_x(t) = \int_{\mathbb{R}} e^{itx} f(x) dx$$

($f(x)$ est la densité)

— Si X est discrète :

$$T_x(t) = \sum_k e^{itk} P(X = k)$$

Formule de Mac-Laurin

$$T_x(t) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{t^k}{k!} i^k E(X^k)$$