

# Rappels

## ● Module 2

### Principe de probabilité totale

Si  $E_1, E_2, \dots, E_k, \dots$  constitue une famille exhaustive d'événements deux à deux incompatibles, c'est-à-dire que  $\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i = \Omega$  et que  $E_i \cap E_j = \emptyset$  pour tout  $i$  et  $j$  différents.

Pour tout événement  $A$  :  $A = \bigcup_{i=1}^{\infty} (A \cap E_i)$  et  $P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A \cap E_i)$

Donc : 
$$P(A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(E_i)P(A | E_i)$$

### Théorème de Bayes

Considérons un ensemble d'événements  $A_i$  mutuellement exclusifs et formant une partition de  $\Omega$ , et un événement  $B$  quelconque. Si tous ces événements sont de probabilité non nulle, on a :

$$P[A_i/B] = \frac{P[A_i \cap B]}{P[B]} = \frac{P[A_i]P[B/A_i]}{\sum_j P[A_j]P[B/A_j]}$$

### ● Probabilité conditionnelle

Probabilité de l'événement  $A$  étant donné l'événement  $B$  :

$$P[A/B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]} \quad \text{avec } P[B] \neq 0$$

### ● Variables aléatoires indépendantes :

- Cas continu : Deux v.a.  $X$  et  $Y$  continues sont dites **indépendantes** si :

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x) P(Y \leq y), \quad \text{pour tout réel } x \text{ et } y.$$

- Cas discret : Deux v.a.  $X$  et  $Y$  discrètes (à valeurs respectivement dans  $I$  et  $J$ ) sont dites **indépendantes** si

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x) P(Y = y), \quad \text{pour tout } x \in I \text{ et } y \in J$$

### ● Les transformées en $z$

◇ Définition : La transformée en  $z$   $F^*(z)$  d'une fonction discrète  $f_k$  est définie comme suit :

$$Z(f) \equiv F^*(z) \equiv \sum_{k=-\infty}^{\infty} f_k z^k \quad z \neq 0$$

◇ La transformée en  $z$  de la suite  $(A\alpha^n)_n$  :

$$A\alpha^n \Leftrightarrow \sum_{n=0}^{\infty} A(\alpha z)^n = \frac{A}{1-\alpha z} \quad \text{avec } |z| < 1/\alpha$$

### Quelques propriétés de la transformée en z

$af_n + bg_n$	$\Leftrightarrow$	$aF^*(z) + bG^*(z)$
$a^n f_n$	$\Leftrightarrow$	$F^*(az)$
$f_{n+1}$	$\Leftrightarrow$	$\frac{1}{z} [F^*(z) - f_0]$
$f_{n+k} \quad (k > 0)$	$\Leftrightarrow$	$\frac{F^*(z)}{z^k} - \sum_{i=0}^{k-1} f_i z^{i-k}$
$f_{n-1}$	$\Leftrightarrow$	$zF^*(z)$
$f_{n-k}$	$\Leftrightarrow$	$z^k F^*(z)$
$nf_n$	$\Leftrightarrow$	$z \frac{d}{dz} F^*(z)$
$n(n-1)\dots(n-m+1)f_n$	$\Leftrightarrow$	$z^m \frac{d^m}{dz^m} F^*(z)$
$\sum_{k=0}^n f_{n-k} g_k$	$\Leftrightarrow$	$G^*(z)F^*(z) \Rightarrow$ convolutio n
$f_n - f_{n-1}$	$\Leftrightarrow$	$(1-z)F^*(z)$
$\sum_{k=0}^n f_k \quad (n \geq 0)$	$\Leftrightarrow$	$\frac{F^*(z)}{1-z}$

### • Transformée de Laplace

◇ Définition : Soit une fonction continue  $f(t)$  définie dans l'ensemble des réels. On appelle transformée de Laplace la fonction définie comme suit:

$$L(f) = F^*(s) \equiv \int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-st} dt$$

◇ La transformée de Laplace de la fonction  $f(t) = Ae^{-\alpha t}$  ( $A \in \mathbb{R}$  et  $\alpha \geq 0$ ) :

$$F(s) = \frac{A}{s + \alpha}, \quad s + \alpha > 0$$

### • Distribution exponentielle

$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$ <p><b>PDF</b></p>	$F_X(x) = P[X \leq x] = \int_{-\infty}^x f(y) dy = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$ <p><b>CDF</b></p>
---	--

## Quelques propriétés de la transformée de Laplace

$$af(t) + bg(t) \iff aF^*(s) + bG^*(s)$$

$$f(t-a) \iff e^{-sa} F^*(s)$$

$$e^{-at} f(t) \iff F^*(s+a)$$

$$t f(t) \iff -\frac{d}{ds} F^*(s)$$

$$t^n f(t) \iff (-1)^n \frac{d^n}{ds^n} F^*(s)$$

$$\int_{x=0}^t f(t-x)g(x)dx \iff F^*(s)G^*(s)$$

$$\frac{d}{dt} f(t) \iff sF^*(s) - f(0)$$

$$\frac{d^n}{dt^n} f(t) \iff \begin{cases} s^n F^*(s) - s^{n-1} f(0) - s^{n-2} f'(0) - \dots \\ -f^{(n-1)}(0) \end{cases}$$

### • Variable aléatoire sans mémoire

Une variable aléatoire  $X$  est dite sans mémoire si :

$$P[X > s+t | X > t] = P[X > s] \quad \forall s \geq 0 \quad \text{et} \quad \forall t \geq 0$$

### • Processus de Poisson

#### 1<sup>ère</sup> Définition d'un processus de Poisson

Un processus de comptage  $\{N(t), t \geq 0\}$  est dit processus de Poisson avec paramètre  $\lambda > 0$  si et seulement si :

(i)  $N(0) = 0$

(ii) les accroissements de  $\{N(t), t \geq 0\}$  sont indépendants

(iii) le nombre d'événements dans l'intervalle  $(s, s+t)$  obéit à la loi de Poisson :

$$P[N(t+s) - N(t) = n] = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} \quad n \geq 0$$

## 2<sup>ème</sup> Définition d'un processus de Poisson

Un processus de comptage  $\{N(t), t \geq 0\}$  est dit processus de Poisson avec taux  $\lambda > 0$  si et seulement si :

- (i)  $N(0) = 0$
- (ii) les accroissements de  $\{N(t), t \geq 0\}$  sont stationnaires et indépendants
- (iii)  $P[N(h) = 1] = \lambda h + o(h)$  pour  $h \rightarrow 0$
- (iv)  $P[N(h) \geq 2] = o(h)$  pour  $h \rightarrow 0$

## ● Module 3

### THÉORÈME LIMITE CENTRAL

Soit  $u$  une variable aléatoire de moyenne  $\bar{u}$ , de variance vraie  $\sigma^2$ . Soit  $\bar{u}_n$  la variable aléatoire moyenne expérimentale associée à  $u$  et construite sur  $n$  sessions (répétitions) non corrélées. La distribution limite de la variable aléatoire  $\frac{\bar{u}_n - \bar{u}}{\sigma / \sqrt{n}}$  est la distribution normale centrée réduite notée  $N(0,1)$ .

Le nombre minimum d'observations à considérer pour que l'erreur commise ( $\text{Pr ob} (|\bar{u}_n - \bar{u}| < e) \geq K$ ) en estimant  $\bar{u}$  par  $\bar{u}_n$  vérifie :  $n \geq \left(\frac{\sigma z}{e}\right)^2$   
avec  $N(-z) = \frac{1-K}{2}$ ,  $N(z) = \frac{1+K}{2}$ ,  $N(z) - N(-z) = K$  et  $N$  la distribution standard normale.

### *Analyse de variance :*

L'effet principal de la ligne  $i$  (i.e. du facteur  $M$  au niveau  $i$ ) est :  $M_i = \bar{F}_i - \bar{F}_{..}$

Et celui de la colonne  $j$  (i.e. du facteur  $C$  au niveau  $j$ ) est :  $C_j = \bar{F}_j - \bar{F}_{..}$

L'effet d'interaction :  $MC_{ij} = (F_{ij} - \bar{F}_i - \bar{F}_j + \bar{F}_{..})$

La variation totale :  $SST = SSM + SSC + SSI$

$$\text{où } SST = \sum_{i=1}^{l_M} \sum_{j=1}^{l_C} (F_{ij} - \bar{F}_{..})^2 \quad SSM = \sum_{i=1}^{l_M} \sum_{j=1}^{l_C} M_i^2 \quad SSC = \sum_{i=1}^{l_M} \sum_{j=1}^{l_C} C_j^2 \quad SSI = \sum_{i=1}^{l_M} \sum_{j=1}^{l_C} MC_{ij}^2$$