

## Compléments au chapitre 1

*N. Biheng*

### 1 Fonctions caractéristiques

Certaines fonctions caractéristiques devront être connues par cœur.

#### Loi de Bernoulli de paramètre $p$

$$\phi(t) = 1 - p + pe^{it} \text{ pour } t \in \mathbb{R}$$

#### Loi binomiale de paramètres $n$ et $p$

$$\phi(t) = (1 - p + pe^{it})^n \text{ pour } t \in \mathbb{R}$$

#### Loi de Poisson de paramètre $\lambda$

$$\phi(t) = \exp(\lambda(e^{it} - 1)) \text{ pour } t \in \mathbb{R}$$

Ce résultat n'ayant pas été prouvé en classe, démontrons-le.  
Soit  $X$  une variable aléatoire suivant une loi de Poisson.

On a :  $\phi(t) = E(e^{itX})$ .

$$\phi(t) = \sum_{k \geq 0} e^{itk} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k \geq 0} \frac{(\lambda e^{it})^k}{k!} = \exp(-\lambda) \exp(\lambda e^{it}) \text{ donc}$$

$$\boxed{\phi(t) = \exp(\lambda(e^{it} - 1))}$$

#### Loi géométrique de paramètre $p$ Notons $q = 1 - p$ .

$$\boxed{\phi(t) = \frac{pe^{it}}{1 - qe^{it}}}$$

Le lecteur est fortement incité à vérifier ce résultat.

#### Loi exponentielle de paramètre $\lambda$

$$\phi(t) = \frac{\lambda}{\lambda - it} \text{ pour } t \in \mathbb{R}$$

### Loi normale centrée réduite

$$\phi(t) = e^{-\frac{t^2}{2}} \text{ pour } t \in \mathbb{R}.$$

Nous admettrons ce résultat classique en analyse de Fourier.

### Loi normale de paramètres $m$ et $\sigma^2$

$$\phi(t) = e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2} + itm} \text{ pour } t \in \mathbb{R}.$$

Montrons ce résultat. Si  $X$  suit une telle loi, alors  $Y = \frac{X - m}{\sigma}$  suit une

loi normale centrée réduite. Donc  $\phi_Y(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$ .

$$\text{Or } \phi_Y(t) = E(e^{itY}) = E(e^{it\frac{X}{\sigma}} e^{-it\frac{m}{\sigma}}) = e^{-itm} \phi_X\left(\frac{t}{\sigma}\right)$$

$$\text{D'où } \phi_X(t) = \phi_Y(\sigma t) e^{itm} = \boxed{e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2} + itm}}.$$

### Exemple 1

Soient deux variables aléatoires indépendantes suivant respectivement des lois  $\mathcal{N}(m_1, \sigma_1^2)$  et  $\mathcal{N}(m_2, \sigma_2^2)$ .

Montrer que la variable aléatoire  $X_1 + X_2$  suit une loi normale  $\mathcal{N}(m_1 + m_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$ .

Déterminons la fonction caractéristique de la variable aléatoire  $X_1 + X_2$ . Les variables aléatoires sont indépendantes donc, d'après le cours,

$$\phi_{X_1+X_2}(t) = \phi_{X_1}(t) \phi_{X_2}(t) = e^{-\frac{\sigma_1^2 t^2}{2} + itm_1} e^{-\frac{\sigma_2^2 t^2}{2} + itm_2}$$

d'où

$$\phi_{X_1+X_2}(t) = e^{-\frac{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)t^2}{2} + it(m_1 + m_2)}$$

La proposition suivante sera particulièrement utile :

### Proposition 1

Soit  $X$  une variable aléatoire telle que  $E(|X^2|) < +\infty$ .

$$\text{On a : } \boxed{\phi'(0) = iE(X)} \text{ et } \boxed{\phi''(0) = i^2 E(X^2) = -E(X^2)}.$$

Nous renvoyons le lecteur à [1] pour une démonstration.

### Exemple 2

Déduisons de cette proposition l'espérance et la variance d'une variable aléatoire  $X$  suivant une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

Notons que la variable aléatoire  $X$  est de carré intégrable.

D'après ce qui précède, pour tout réel  $t$

$$\phi(t) = \exp(\lambda(e^{it} - 1))$$

On a :

$$\phi'(t) = i\lambda e^{it} \exp(\lambda(e^{it} - 1))$$

par la dérivée d'une composée.

D'où

$$\phi'(0) = i\lambda e^{i \times 0} \exp(\lambda(e^{i \times 0} - 1)) = i\lambda$$

donc

$$E(x) = \frac{\phi'(0)}{i} = \boxed{\lambda}$$

de même

$$\phi''(t) = i^2 \lambda e^{it} \exp(\lambda(e^{it} - 1)) + i^2 \lambda^2 e^{2it} \exp(\lambda(e^{it} - 1))$$

et

$$\phi''(0) = -\lambda - \lambda^2$$

D'où

$$E(X^2) = \lambda + \lambda^2$$

et

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \boxed{\lambda}$$

## 2 Résultats complémentaires sur les convergence

### Théorème 1 (Théorème de Slutsky)

Soient  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction continue,  $(X_n)$  une suite de variables aléatoires et  $X$  une variable aléatoire.

Si la suite  $(X_n)$  converge en probabilité vers la variable aléatoire  $X$  en probabilité alors la suite  $(g(X_n))$  converge en probabilité vers la variable aléatoire  $g(X)$ .

De même pour la convergence en loi,

### **Théorème 2**

Soient  $g : \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R}$  une fonction continue,  $(X_n)$  une suite de variables aléatoires et  $X$  une variable aléatoire.

Si la suite  $(X_n)$  converge en loi vers la variable aléatoire  $X$  alors la suite  $(g(X_n))$  converge en loi vers la variable aléatoire  $g(X)$ .

Ces propriétés s'étendent aisément aux vecteurs aléatoires avec des fonctions  $g : \mathbb{R}^d \longrightarrow \mathbb{R}^p$ .

## **3 Rappels d'analyse**

Le lecteur est invité à se référer à [3] pour de plus amples détails ou à consulter l'excellent [2] qui lui permettra d'envisager les différentes notions sous un angle historique.

Naturellement, ces compléments ont vocation à constituer des rappels mais l'étudiant n'est pas tenu de connaître les démonstrations des différents énoncés. Une fonction  $f$  définie sur un intervalle  $] - a; a[$  est développable en série entière s'il existe un réel  $b \in ]0; a[$  tel que  $f(x) = \sum_{k \geq 0} a_k x^k$  pour tout réel  $x \in ] - b; b[$ . La plus grande valeur de  $b$  possible sera appelé *rayon de convergence*.

Dans ces cas, le développement en série entière est **unique** et la fonction  $f$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$ .

### **Proposition 2**

Soit  $f$  une fonction développable en série entière telle que pour tout  $x \in ] - R; R[$ ,

$$f(x) = \sum_{k \geq 0} a_k x^k.$$

Alors

1. la fonction  $f$  de classe  $\mathcal{C}^\infty$ .
2. Sa dérivée est  $f'(x) = \sum_{k \geq 1} k a_k x^{k-1}$ .

De plus, nous disposerons du résultat suivant

**Proposition 3**

Soit  $f$  une fonction développable en série entière telle que

$$\text{pour tout } x \in ]-R; R[, f(x) = \sum_{k \geq 0} a_k x^k.$$

Alors, pour tout réel  $x \in ]-R; R[$ .

$$f(x) = \sum_{k \geq 0} \frac{f^{(k)}(x_0)}{k!} (x - x_0)^k$$

Ainsi, la série est somme de sa *série de Taylor*.

**Exemple 3**

Nous avons utilisé ce résultat dans le chapitre 1 lors de la détermination de l'espérance d'une loi géométrique.

$$\text{Nous avons } f(q) = \sum_{k \geq 0} q^k = \frac{1}{1-q} \text{ pour } q \in ]0; 1[.$$

$$\text{Par ailleurs, } f(q) = \frac{1}{1-q}.$$

La première proposition assure que, pour tout réel  $q \in ]-1; 1[$ ,

$$f'(q) = \sum_{k \geq 1} k q^{k-1}$$

donc

$$\sum_{k \geq 1} k q^{k-1} = \frac{1}{(1-q)^2}$$

Le lecteur est renvoyé au chapitre 1 pour revoir le lien avec la loi géométrique.

**Exemple 4**

Nous aurions pu utiliser ce résultat pour obtenir l'espérance et la variance d'une variable aléatoire suivant une loi  $\mathcal{P}(\lambda)$ .

En effet, on sait que la fonction exponentielle est développable en série entière sur  $\mathbb{R}$  et que :

$$f(\lambda) = e^\lambda = \sum_{k \geq 0} \frac{\lambda^k}{k!}$$

pour tout réel  $\lambda$ .

## Références

- [1] Foata, D., Franchi, J. Fuchs, A. : *Calcul de probabilités*. Dunod (2012)
- [2] Hairer, E., Wanner, G. : *Analysis by Its History* Springer (2008)
- [3] Ramis, E., Deschamp, C., Odoux, J. : *Le cours de mathématiques T3. Topologie et éléments d'analyse*. Dunod (2017)  
97)
- [4] Rudin, W. : *Principes d'analyse mathématique*. Dunod (2006)
- [5] Stein, E., Shakarchi, R. : *Fourier Analysis*. Princeton University Press (2003)
- [6] Toulouse, P.S. : *Thèmes de probabilités et de statistiques*. Dunod (1999)