

COURS DE STATISTIQUE

DEFINITIONS ET PROPRIETES DES PRINCIPALES LOIS UNIDIMENSIONNELLES

Convention : Si la variable aléatoire (v.a.) X suit la loi \mathcal{L} , on notera $X \sim \mathcal{L}$.

Lois discrètes

1. Loi UNIFORME : \mathcal{U}

Elle est définie sur des entiers $\{1, \dots, n\}$ ou des valeurs $\{a_1, \dots, a_n\}$ avec la même probabilité pour toutes les valeurs

$$\mathbb{P}(X = i) = \frac{1}{n}, \quad i = 1, \dots, n$$

ou

$$\mathbb{P}(X = a_i) = \frac{1}{n}, \quad i = 1, \dots, n.$$

Espérance et variance :

Si $X(\Omega) = \{1, \dots, n\}$,

$$\mathbb{E}(X) = \frac{n+1}{2}, \quad \mathbb{V}(X) = \frac{n^2-1}{12}$$

Si $X(\Omega) = \{a_1, \dots, a_n\}$,

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i, \quad \mathbb{V}(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i^2 - \mathbb{E}(X)^2$$

2. Loi de BERNOULLI : $\mathcal{B}(1, p)$

On utilise cette loi lorsque les résultats possibles d'une épreuve aléatoire sont réduits à deux :

OUI-NON ; VRAI-FAUX ; SUCCÈS-ÉCHEC

On parle dans ce cas d'expérience de Bernoulli. Une v.a. X suit une loi $\mathcal{B}(1, p)$ si elle prend deux valeurs 0 et 1 avec les probabilités suivantes :

$$\mathbb{P}(X = 1) = p, \quad \mathbb{P}(X = 0) = 1 - p = q$$

La loi de Bernoulli peut aussi s'écrire sous la forme suivante :

$$\mathbb{P}(X = k) = p^k(1-p)^{1-k}, \quad k \in \{0, 1\}$$

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = p, \quad \mathbb{V}(X) = p(1-p)$$

Fonction génératrice :

$$G(s) = \mathbb{E}(s^X) = q + ps$$

3. Loi BINOMIALE : $\mathcal{B}(n, p)$

Une v.a. suivant cette loi peut se définir comme le nombre de “succès” à l’issue de n expériences de Bernoulli indépendantes et de même loi. Le support d’une telle variable est $X(\Omega) = \{0, 1, \dots, n\}$ avec la loi de probabilité :

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad k \in \{0, 1, \dots, n\}$$

Construction

Si n v.a. indépendantes X_1, X_2, \dots, X_n suivent la même loi $\mathcal{B}(1, p)$, alors la variable $X = \sum_{i=1}^n X_i$ suit une loi Binomiale $\mathcal{B}(n, p)$.

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = np, \quad \mathbb{V}(X) = np(1 - p)$$

Fonction génératrice :

$$G(s) = \mathbb{E}(s^X) = (q + ps)^n$$

Addition

Si deux v.a. indépendantes X_1 et X_2 suivent respectivement les lois $\mathcal{B}(n_1, p)$ et $\mathcal{B}(n_2, p)$, alors la variable aléatoire $X = X_1 + X_2$ suit une loi $\mathcal{B}(n_1 + n_2, p)$.

Approximation (Convergence en loi)

Lorsque n est grand :

- (a) Si $n > 30$, si np et $np(1 - p)$ sont voisins et si $np \leq 15$, on peut alors approximer la loi $\mathcal{B}(n, p)$ par une loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$, où $\lambda = np$.
- (b) Si $np > 15$ et $n(1 - p) > 15$ (ou si $np(1 - p) > 5$), on peut alors approximer la loi $\mathcal{B}(n, p)$ par une loi normale $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$, où $m = np$ et $\sigma^2 = np(1 - p)$.

4. Loi GEOMETRIQUE : $\mathcal{G}(p)$

Une v.a. suivant cette loi peut se définir comme le nombre d’essais jusqu’au premier succès pour des épreuves de Bernoulli indépendantes de paramètre p . Le support d’une telle variable est $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$ avec la loi de probabilité :

$$P(X = k) = p(1 - p)^{k-1}, \quad k \in \mathbb{N}^*$$

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{p}, \quad \mathbb{V}(X) = \frac{1 - p}{p^2}$$

Fonction génératrice :

$$G(s) = \mathbb{E}(s^X) = \frac{sp}{1 - qs}, \quad q = 1 - p$$

NB : On définit parfois la loi Géométrique comme le nombre d’échecs avant le premier succès. Dans ce cas, elle prend ses valeurs dans \mathbb{N} ,

$P(X = k) = p(1 - p)^k$, $k \in \mathbb{N}$, $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{p} - 1$ et $\mathbb{V}(X) = \frac{1 - p}{p^2}$. Quand on ne précise rien, on considère la 1ère définition.

5. Loi de POISSON : $\mathcal{P}(\lambda)$

Une v.a. X suit une loi de Poisson si elle prend ses valeurs dans \mathbb{N} avec les probabilités :

$$P(X = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k \in \mathbb{N}$$

Le paramètre λ est toujours considéré positif, $\lambda > 0$.

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{V}(X) = \lambda$$

Fonction génératrice :

$$G(s) = \mathbb{E}(s^X) = e^{\lambda(s-1)}$$

Addition

Si deux v.a. indépendantes X_1 et X_2 suivent respectivement les lois $\mathcal{P}(\lambda_1)$ et $\mathcal{P}(\lambda_2)$, alors la variable aléatoire $X = X_1 + X_2$ suit une loi $\mathcal{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$.

Lois continues

6. Loi UNIFORME : $\mathcal{U}(a, b)$

Une v.a. X suit une loi uniforme sur l'intervalle $[a, b]$ si X est une v.a. continue de densité f constante :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & , \quad x \in [a, b] \\ 0 & , \quad x \notin [a, b] \end{cases}$$

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = \frac{a+b}{2} , \quad \mathbb{V}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

7. Loi EXPONENTIELLE : $\mathcal{E}(\lambda)$

Une v.a. X suit une loi exponentielle $\mathcal{E}(\lambda)$ si elle est continue et de densité :

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & , \quad x > 0 \\ 0 & , \quad x \leq 0 \end{cases}$$

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda} , \quad \mathbb{V}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

8. Loi de LAPLACE-GAUSS ou loi NORMALE : $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$

Une v.a. X suit une loi exponentielle $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ si elle est continue et de densité :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)^2} , \quad x \in \mathbb{R}$$

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = m , \quad \mathbb{V}(X) = \sigma^2$$

Lecture de table :

Une v.a. X de loi $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ peut se mettre sous la forme suivante :

$$X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2) \Leftrightarrow U = \frac{X - m}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1) ,$$

loi centrée réduite (ou standard) qui est tabulée ; on a donc

$$\mathbb{P}(X \leq x) = \mathbb{P}\left(U \leq \frac{X - m}{\sigma}\right)$$

Addition :

Si deux v.a. **indépendantes** X_1 et X_2 suivent respectivement des lois normales $\mathcal{N}(m_1, \sigma_1^2)$ et $\mathcal{N}(m_2, \sigma_2^2)$, alors la v.a. $X_1 + X_2$ suit une loi normale $\mathcal{N}(m_1 + m_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$.

Combinaison linéaire :

On démontre que si X_1, X_2, \dots, X_n suivent des lois normales **indépendantes** d'espérances m_1, m_2, \dots, m_n et de variances $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_n^2$, alors pour tous $\lambda_i \in \mathbb{R}$, la v.a. $\sum_{i=1}^n \lambda_i X_i$ suit une loi normale d'espérance $\sum_{i=1}^n \lambda_i m_i$ et de variance $\sum_{i=1}^n \lambda_i^2 \sigma_i^2$.

Lois de v.a. liées à la loi Normale

Certaines lois peuvent être construites à partir de la loi Normale. Il n'est pas utile de donner ici une définition complète de ces lois par leur densité.

9. Loi du CHI-DEUX : χ_n^2 (Chi-deux à n degrés de liberté)

Soit U_1, U_2, \dots, U_n n v.a. indépendantes et de même loi $\mathcal{N}(0, 1)$. Alors,

$$Z = \sum_{i=1}^n U_i^2 \sim \chi_n^2$$

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(\chi_n^2) = n, \quad \mathbb{V}(\chi_n^2) = 2n$$

Addition :

Si deux v.a. **indépendantes** Y_1 et Y_2 suivent respectivement des lois $\chi_{n_1}^2$ et $\chi_{n_2}^2$, alors la v.a. $Y_1 + Y_2$ suit une loi $\chi_{n_1+n_2}^2$.

Approximation :

Lorsque n est grand ($n > 30$), la loi de la v.a. $\sqrt{2\chi_n^2} - \sqrt{2n-1}$ peut être approximée par une loi Normale centrée et réduite $\mathcal{N}(0, 1)$.

10. Loi de STUDENT : \mathcal{T}_n (Student à n degrés de liberté)

Soit X et Y deux v.a. **indépendantes** telles que X suit une loi $\mathcal{N}(0, 1)$ et Y suit une loi χ_n^2 . Alors,

$$Z = \frac{X}{\sqrt{\frac{Y}{n}}} \sim \mathcal{T}_n$$

avec $\mathbb{E}(Z) = 0$.

Approximation :

Lorsque n est grand ($n > 60$), la loi \mathcal{T}_n peut être approximée par une loi Normale centrée et réduite $\mathcal{N}(0, 1)$.

11. Loi de FISHER-SNEDECOR : $\mathcal{F}(n_1, n_2)$ à n_1 et n_2 degrés de liberté.

Soit X_1 et X_2 deux v.a. **indépendantes** de lois respectives $\chi_{n_1}^2$ et $\chi_{n_2}^2$. Alors, la v.a.

$$Z = \frac{X_1/n_1}{X_2/n_2}$$

suit une loi $\mathcal{F}(n_1, n_2)$ à n_1 et n_2 degrés de liberté.

Lois de v.a. liées à la loi Exponentielle

12. Loi GAMMA : $\gamma(\alpha, \lambda)$

Une v.a. X suit une loi Gamma de paramètres α et λ , pour $\alpha > 0$ et $\lambda > 0$, si X est une v.a. continue de densité f :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} & , \quad x > 0 \\ 0 & , \quad x \leq 0 \end{cases} ,$$

où $\Gamma(\alpha)$ est une constante de normalisation, définie par :

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx .$$

(Cette intégrale est convergente pour $\alpha > 0$ et si $\alpha \in \mathbb{N}^*$, alors $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)!$).

Espérance et variance :

$$\mathbb{E}(X) = \frac{\alpha}{\lambda} , \quad \mathbb{V}(X) = \frac{\alpha}{\lambda^2}$$

Addition :

Si deux v.a. **indépendantes** X_1 et X_2 suivent respectivement des lois $\gamma(\alpha_1, \lambda)$ et $\gamma(\alpha_2, \lambda)$, alors la v.a. $X_1 + X_2$ suit une loi $\gamma(\alpha_1 + \alpha_2, \lambda)$.

Relations entre les différentes lois :

La loi $\mathcal{E}(\lambda)$ n'est autre que la loi $\gamma(1, \lambda)$.

La somme de n v.a. Exponentielles **indépendantes** de paramètre λ suit une loi $\gamma(n, \lambda)$. De même, la loi $\chi^2(1)$ n'est autre que la loi $\gamma(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ et, par conséquent, la loi $\chi^2(n)$ se confond avec la loi $\gamma(\frac{n}{2}, \frac{1}{2})$.

Propriétés de multiplication par une constante :

Si une v.a. X suit une loi $\gamma(\alpha, \lambda)$ et si μ est un scalaire positif, alors la v.a. μX suit une loi $\gamma\left(\alpha, \frac{\lambda}{\mu}\right)$.

Conséquence :

Si une v.a. X suit une loi $\gamma(n, \lambda)$, alors la v.a. $2\lambda X$ suit une loi $\gamma\left(n, \frac{1}{2}\right)$, c'est-à-dire une loi $\chi^2(2n)$. On peut donc se servir des tables de la loi du χ^2 pour les sommes de v.a. exponentielles **indépendantes**.

PROPRIETES DES N-ECHANTILLONS

Définition d'un n -échantillon :

(X_1, X_2, \dots, X_n) forment un n -échantillon de X si les v.a. X_1, X_2, \dots, X_n sont indépendantes et suivent toutes la loi de X .

Définition d'une statistique :

Une statistique est une fonction "mesurable" des v.a. de l'échantillon ; c'est une variable aléatoire.

Une fonction mesurable est telle que $f^{-1}(I) \in \mathcal{A}$, pour tout intervalle I , c'est-à-dire telle qu'on sache calculer $\mathbb{P}(f^{-1}(I))$ pour tout intervalle I .

Cas gaussien

Un échantillon

Soit (X_1, X_2, \dots, X_n) un n -échantillon de X , où la v.a. $X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$. Alors, on a les résultats suivants :

1.

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{N}\left(m, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

2.

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2 \sim \chi_n^2$$

3.

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sim \chi_{n-1}^2$$

4.

$$\frac{\bar{X} - m}{\frac{S'}{\sqrt{n}}} \sim \mathcal{T}_n ,$$

$$\text{où } S'^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2 .$$

5.

$$\frac{\bar{X} - m}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim \mathcal{T}_{n-1} ,$$

$$\text{où } S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 .$$

6. \bar{X} et S^2 sont des v.a. indépendantes.

Deux échantillons

Soit $(X_1, X_2, \dots, X_{n_1})$ et $(Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2})$ deux échantillons indépendants de lois respectives $\mathcal{N}(m_1, \sigma_1^2)$ et $\mathcal{N}(m_2, \sigma_2^2)$. Alors, on a les résultats suivants :

7.

$$\frac{\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - m_1)^2}{n_1 \sigma_1^2}}{\frac{\sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - m_2)^2}{n_2 \sigma_2^2}} \sim \mathcal{F}(n_1, n_2)$$

8.

$$\frac{\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2}{(n_1 - 1) \sigma_1^2}}{\frac{\sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2}{(n_2 - 1) \sigma_2^2}} \sim \mathcal{F}(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

9.

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (m_1 - m_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

10. Si $\sigma_1 = \sigma_2$, alors

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (m_1 - m_2)}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{Y})^2}{n_1 + n_2 - 2}}} \sim \mathcal{T}_{n_1 + n_2 - 2}$$