

# Tests Statistiques

Master 1: 2020-2021

**Prof. Abdelhakim Necir**

Département de Mathématiques (Univ. Biskra)

Jeudi 10 Décembre 2020

- Soient  $U \rightsquigarrow U(0, 1)$  et  $X \rightsquigarrow F$  continue, alors

$$X \stackrel{\mathcal{D}}{=} F^{-1}(U) \text{ et } F(X) \rightsquigarrow U(0, 1)$$

- Soit  $U = F(X)$  et  $F$  continue, alors  $X = F^{-1}(U)$  presque sûrement.

## Exemple

Soient  $U \rightsquigarrow U(0, 1)$  et  $X \rightsquigarrow \exp(1)$ . Alors  $F^{-1}(s) = -\log(1 - s)$  et

$$X \stackrel{\mathcal{D}}{=} -\log(1 - U) \rightsquigarrow \exp(1).$$

Soient  $U \rightsquigarrow U(0, 1)$  et  $X \rightsquigarrow \exp(1)$ . Alors  $F^{-1}(s) = -\log(1 - s)$  et

$$X \stackrel{\mathcal{D}}{=} -\log(1 - U) \rightsquigarrow \exp(1).$$

Une variable aléatoire  $X$  est dite exponentielle de paramètre  $\theta > 0$ , notée  $X \rightsquigarrow \exp(\theta)$ , si sa densité est:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases} .$$

Sa fonction de répartition est

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(s) ds = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - e^{-x/\theta} & \text{si } x \geq 0 \end{cases} .$$

- $\mathbf{E}[X] = \theta$ ,  $\mathbf{Var}[X] = \theta^2$ .

Une variable aléatoire  $Y$  est dite suit la loi Gamma de paramètre  $(k, \theta)$ , notée  $Y \rightsquigarrow \Gamma(k, \theta)$ ,  $k > 0$  et  $\theta > 0$ , si densité est:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{k-1} e^{-x/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases} .$$

où  $s \rightarrow \Gamma(s) = \int_0^{\infty} t^{s-1} e^{-t} dt$  c'est la fonction gamma.

- $\mathbf{E}[Y] = k\theta$ ,  $\mathbf{Var}[Y] = k\theta^2$ .
- Soit  $X_1, \dots, X_k$  une suite de va indépendantes et identiquement distribuées (iid)  $\exp(\theta)$ , alors la va

$$Y = X_1 + \dots + X_k \rightsquigarrow \Gamma(k, \theta) .$$

Une variable aléatoire  $Y$  est dite suit la loi Beta de paramètre  $(k, m)$ , notée  $Z \rightsquigarrow \text{Beta}(k, m)$ ,  $k > 0$  et  $m > 0$ , si sa densité est:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{k-1}(1-x)^{m-1}}{\int_0^1 x^{k-1}(1-x)^{m-1} dx} & \text{si } x \in [0, 1] \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
$$= \frac{\Gamma(k+m)}{\Gamma(k)\Gamma(m)} x^{k-1} (1-x)^{m-1} \mathbf{1}(0 \leq x \leq 1).$$

Soient deux va indépendantes  $X \rightsquigarrow \Gamma(k, \theta)$  et  $Y \rightsquigarrow \Gamma(m, \theta)$ , alors la va

$$Z = \frac{X}{X + Y} \rightsquigarrow \text{Beta}(k, m)$$

- $\mathbf{E}[Z] = k / (k + m)$ ,  $\mathbf{Var}[Z] = km / (k + m)^2 (k + m + 1)$ .

Soit une suite de va iid  $U_1, \dots, U_n \rightsquigarrow U(0, 1)$ . On note par  $U_{1:n} \leq \dots \leq U_{n:n}$  les statistiques d'ordre associées, alors

$$\{U_{i:n}\}_{i=1,n} \stackrel{d}{=} \left\{ \frac{S_i}{S_{n+1}} \right\}_{i=1,n}$$

où  $S_i$  est la somme de  $i$  va iid  $\exp(1)$ . Remarquons que

$$\frac{S_i}{S_{n+1}} = \frac{S_i}{S_i + S_{n-i+1}} \stackrel{d}{=} \frac{\Gamma(i, 1)}{\Gamma(i, 1) + \Gamma(n-i+1, 1)} \stackrel{d}{=} \text{Beta}(i, n-i+1),$$

ainsi

$$U_{i:n} \rightsquigarrow \text{Beta}(i, n-i+1).$$

Une variable aléatoire  $Q$  est dite suit la loi de qui-deux à  $k$  degré de liberté, notée  $Q \rightsquigarrow \chi^2(k)$ ,  $k \in \mathbb{N}^*$  si sa densité est:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{k/2-1} e^{-x/2}}{2^{k/2} \Gamma(k/2)} & \text{si } x > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

- $\mathbf{E}[Q] = k$ ,  $\mathbf{Var}[Q] = 2k$ .

Soit une suite de  $k$  indépendantes  $Z_1, \dots, Z_k \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$ , alors

$$Q = Z_1^2 + \dots + Z_k^2 \rightsquigarrow \chi^2(k).$$

Soit une suite de  $n$  variables indépendantes  $X_1, \dots, X_n \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$ , alors

$$(n-1) S_n^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \rightsquigarrow \chi^2(n-1),$$

où

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

En outre  $\bar{X}_n$  et  $S_n^2$  sont deux suites de variables indépendantes.

Soit une suite de  $v_a$  indépendantes  $Z \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 1)$  et  $Q \rightsquigarrow \chi^2(k)$ , alors la  $v_a$

$$T = \frac{Z}{\sqrt{Q/k}} \rightsquigarrow t_k,$$

suit la loi de student à  $k$  degré de liberté, sa densité est

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{k\pi}} \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{k}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Soit une suite de  $va$  indépendantes  $Q_1 \rightsquigarrow \chi^2(k_1)$  et  $Q_2 \rightsquigarrow \chi^2(k_2)$ , alors la  $va$

$$F = \frac{Q_1}{Q_2} \rightsquigarrow F_{k_1, k_2},$$

suit la loi de Fisher à  $(k_1, k_2)$  degrés de liberté, sa densité est

$$f(x) = \frac{\left(\frac{k_1 x}{k_1 x + k_2}\right)^{k_1/2} \left(1 - \frac{k_1 x}{k_1 x + k_2}\right)^{k_2/2}}{xB(k_1/2, k_2/2)}, \quad x \geq 0,$$

où

$$B(x, y) = \int_0^1 t^{x-1} (1-t)^{y-1} dt$$

c'est la fonction Beta.

L'esperance et la variance d un fisher est

$$\mathbf{E}[F] = \frac{k_2}{k_2 - 2}, \text{ pour } k_2 > 2$$

$$\mathbf{Var}[F] = \frac{2k_2^2 (k_1 + k_2 - 2)}{k_1 (k_2 - 2)^2 (k_2 - 4)}, \text{ pour } k_2 > 4.$$

Une va discrète  $X$  est dite de Bernoulli si sa distribution de probabilité, notée  $X \rightsquigarrow \text{Bernoulli}(p)$  est

$$P(X = 1) = p \text{ et } P(X = 0) = 1 - p,$$

où de manière équivalente

$$P(X = x) = p^x (1 - p)^{1-x}, \text{ pour } x \in \{0, 1\}.$$

- $\mathbf{E}[X] = p$ ,  $\mathbf{Var}[X] = p(1 - p)$ .

Une suite de  $n$  variables discrètes indépendentes  $X_1, \dots, X_n \rightsquigarrow \text{Bernoulli}(p)$ , alors

$$Y = X_1 + \dots + X_n \rightsquigarrow \text{Binomiale}(n, p),$$

suit la loi binomial de paramètres  $(n, p)$ . Sa distribution de probabilité est

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n.$$

- $\mathbf{E}[X] = np$ ,  $\mathbf{Var}[X] = np(1 - p)$ .

Soit une va  $X \rightsquigarrow F$  une loi quelconque, alors

$$\mathbf{1}(X \leq t) \rightsquigarrow \text{Bernoulli}(F(t)).$$

Soit une suite de va iid  $X_1, \dots, X_n \rightsquigarrow F$ , alors la fonction de repartition vérifie:

$$nF_n(x) = \sum_{i=1}^n \mathbf{1}(X_i \leq t) \rightsquigarrow \text{Binomiale}(n, F(t)).$$

Une va discrète  $X$  est dite de Poisson de paramètre  $\lambda$ , notée  $X \rightsquigarrow \text{Pois}(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ , si densité est

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

- $\mathbf{E}[X] = \lambda$ ,  $\mathbf{Var}[X] = \lambda$ .
- $\sum_{i=1}^k \text{Pois}(\lambda_i) = \text{Pois}\left(\sum_{i=1}^k \lambda_i\right)$

Soit une suite de  $n$  indépendantes  $E_1, E_2, \dots \rightsquigarrow \exp(\lambda)$ , et soit  $S_k = E_1 + \dots + E_k$ , alors

$$P(S_n \leq 1 \leq S_{n+1}) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}.$$