

# 0. Simulation (génération pseudo aléatoire)

1. Proba = mesure d'incertitude (aléa)

2. la proba n'a pas (© De Finetti)

3. monde = {certain}  $\cup$  {incertain}

sur impossible

(aléatoire) possible  $\leftrightarrow$  Proba mesure de possibilité

Informations  $\in$  {certain} (note binaire: 0/1)

$\rightarrow$  comment générer de l'aléa dans un monde certain?  
c'est impossible !!

Sol approximative: génération avec un comportement "comme si" aléa

Next: • définir proba

- définir éléments aléa (v.a.) et caractériser leur comportement
- essayer de l'imiter

## A. Définition de proba

$(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  espace de probabilité

$\hookrightarrow$  mesure de proba:  $\mathbb{P}: (\Omega, \mathcal{A}) \mapsto [0, 1]$

$\hookrightarrow$   $\sigma$ -algèbre

$\hookrightarrow$  ensemble fondamental / univers

(ses éléments sont des événements et  $\omega \in \Omega$ )

Eg lancé d'un dé

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

Axiomes de Kolmogorov

- $\mathbb{P}(\Omega) = 1$

- $\forall E_1, E_2, \dots, E_n$  ensemble dénombrable d'événements incompatibles ( $E_i \cap E_j = \emptyset$ )

$$\Rightarrow \mathbb{P}\left(\bigcup_{i=1}^n E_i\right) = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(E_i)$$

Prop (Exo) voir

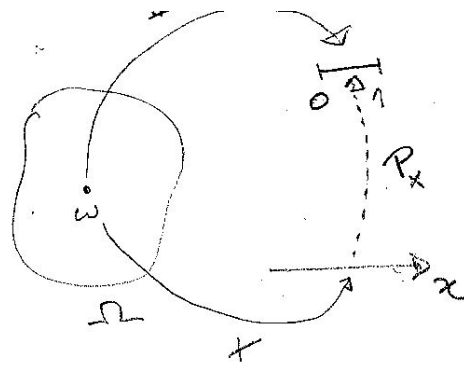
- $\mathbb{P}(\bar{E}) = 1 - \mathbb{P}(E)$

- $\mathbb{P}(E \cup F) = \mathbb{P}(E) + \mathbb{P}(F) - \mathbb{P}(E \cap F)$

### B. Variables aléatoires (réelles)

Def v.a. application  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$   
 (mesurable) / univers réels

$\forall I \subset \mathbb{R}, X^{-1}(I) = \{ \omega \in \Omega / X(\omega) \in I \}$   
 existe et correspond à un événement.



2 types  $\left\{ \begin{array}{l} - \text{discrète} \\ - \text{continue} \end{array} \right.$

Ex lancé de dé,  $X = \begin{cases} 1 & \text{si nombre pair} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

$$X(\{1\}) = 0$$

$$X(\{2\}) = 1$$

Ex Expérience aléatoire: "mesurer la taille d'enfants d'une école"  
 $X = \text{"taille de l'enfant en cm"}$ ,  $X \in \mathbb{R}_+$ .

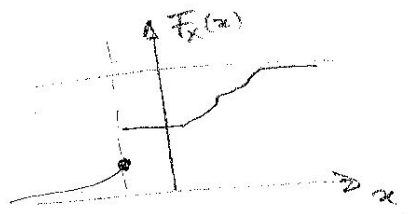
Def 1 Fonction de répartition,  $F_X(x) = P_X(X \leq x) = \mathbb{P}(X^{-1}([-\infty, x]))$   
 existence

Prop.  $F_X$  est non décroissante sur  $\mathbb{R}$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F_X(x) = 1$$

$\forall x \in \mathbb{R}$



$F_X$  est càd l'g (continue à droite et à une limite à gauche)

Def 2 (Fonction de masse)  $X$  v.a. discrète avec support  $x_1, x_2, \dots, x_m$ : la fonction de masse de probabilité est définie par

$$P_X(x_j) = \begin{cases} P(X = x_j) & \text{si } x = x_1, x_2, \dots, x_m \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\text{Alors, } F_X(x_i) = \sum_{j: x_j \leq x_i} P_X(x_j)$$

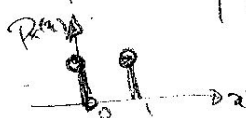
Ex (lancé du dé, cont)

$$\text{support}(X) = \{0, 1\}$$

$$P_X(X=0) = 1/2$$

$$P_X(X=1) = 1/2$$

$$\Rightarrow P_X(x) = \begin{cases} 1/2 & \text{si } X=0, 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \Rightarrow F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1/2 & \text{si } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$$



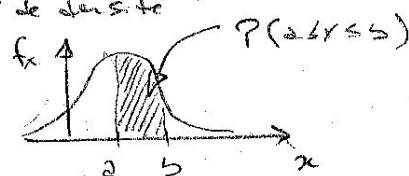
Def 7 (fonction de densité)  $X$  v.a. continue, alors  $f_X$  f° de densité est définie par

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

Prop. 1)  $f_X(x) \geq 0, \forall x \in \mathbb{R}$   
 2)  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$

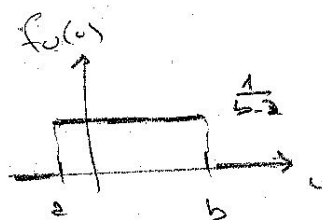
ces propriétés caractérisent une f° de densité

3)  $P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(x) dx$

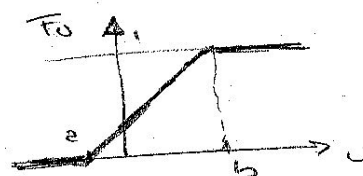


Ex.  $U \sim \text{Unif}([a, b])$  v.a. uniforme

$$f_U(u) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{si } a \leq u \leq b \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$



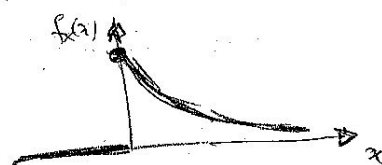
$$F_U(u) = \begin{cases} 0 & \text{si } u < a \\ \frac{u-a}{b-a} & \text{si } a \leq u \leq b \\ 1 & \text{si } u > b \end{cases}$$



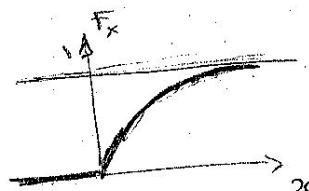
! cas spécial  
 $a=0, b=1$

•  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$  v.a. exponentielle ( $\lambda > 0$ )

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & , x \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

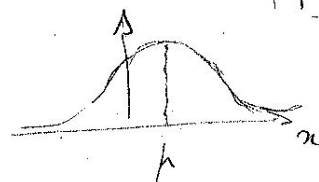


$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & , x \geq 0 \end{cases}$$



•  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , normale ( $\mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 \in \mathbb{R}_+$ )

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



! cas spécial  
 $\mu=0, \sigma=1$

$F_X(x)$  = pas d'expression analytique.

### C. Génération pseudo-aléatoire (générateur congruential linéaire)

But: obtenir  $U_1, U_2, \dots, U_n, \dots$  suite de réalisations aléatoires selon une loi  $\mathcal{U}([0,1])$ .

Prop. La précision numérique d'un ordi est limitée ( $\varepsilon$ -machine)

$\Rightarrow$

$$\text{Ex: Suite } X_{n+1} = (aX_n + c) \bmod m$$

avec  $a \in \mathbb{N}$  (multiplicateur)

$\bmod$  = reste de la division euclidienne

$c \in \mathbb{N}$  (incrément)

$m \in \mathbb{N}$  (module)

$X_0 \in \{0, 1, \dots, m-1\}$  (graine ou seed)

Prop.  $X_n \in \{0, \dots, m-1\} \quad \forall n \in \mathbb{N}$

• Si  $m = 2^k$ ,  $k \in \mathbb{N}$ , alors  $\bmod$  est rapide (arithmétique binaire)

•  $U_n = \frac{X_n}{m-1} \in [0, 1] \quad \forall n \in \mathbb{N}$

Ex  $a=25, c=16, m=256 \Rightarrow$  etc. autres valeurs selon le choix de la graine. (cf. notebook sur Moodle)

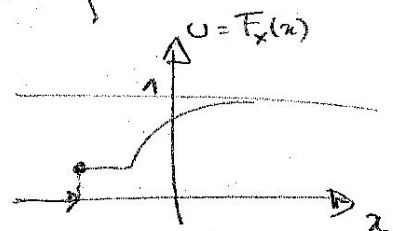
#### a) Méthode de l'inverse

Déf 1 (Fonction quantile)  $X$  v.v.a.,  $F_X$  sa f.e. de répartition, on appelle

$F_X^{-1}$  sa f.e. quantile :  $F_X^{-1}(u) = \{ \inf x : F_X(x) = u \}$

Prop. • valide pour  $X$  discrète ou cont.

$$F_X^{-1}(F_X(x)) = x$$



Thm  $X$  v.v.a.,  $F_X$  sa f.e. de répartition. On considère  $U \sim \mathcal{U}([0,1])$  et

$$Y = F_X^{-1}(U). \text{ Alors } F_Y = F_X$$

$$\text{Pr } F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(F_X^{-1}(U) \leq y)$$

$$= P(U \leq F_X(y))$$

$$= F_X(y).$$

[Composition  $F(F^{-1}) = I$ ]

[def  $F_U$ ]

$$\begin{aligned} \underline{\text{Ex}} \quad X \sim \mathcal{U}([1,3]) &\Rightarrow F_X(x) = 2(x-1) \text{ si } x \in (1,3) \\ &\Rightarrow F_X^{-1}(y) = 2y+1 \text{ avec } y \in (0,1) \\ \underline{\text{Ex}} \quad X \sim \text{Exp}(\lambda) &\Rightarrow F_X^{-1}(y) = -\frac{1}{\lambda} \log(1-y) \end{aligned}$$

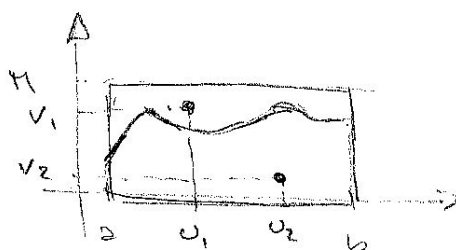
## 2) Méthode du rejet

$X$  v.s. de densité  $f_x$  et  $f^0$  de répartition  $F_x$

Hypothèses :   
 •  $f_x$  est  $\geq$  support compact sur  $[a, b]$ .   
 •  $\exists M$  majorant de  $f_x$  :  $f_x(x) \leq M, \forall x \in [a, b]$ .

Algorithme (i) on tire  $U \sim \mathcal{U}(a, b)$  et   
 $V \sim \mathcal{U}(0, 1)$  de manière indep.

(ii) Si  $V \leq f_x(U)$ , on garde  $X=U$ , sinon répéter (i).



Ici on garde  $u_1$  mais on rejette  $u_2$ .

## 3) Méthode de Box-Muller (simulation de normales)

$(X, Y) \sim \mathcal{N}_2(\underline{0}, I)$  vecteur normal   
 $\uparrow \quad \uparrow$    
 matrice identité   
 vecteur nul

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\left(\frac{x^2+y^2}{2}\right)}, \quad x,y \in \mathbb{R}^2$$

Si on passe en coordonnées polaires  $\begin{cases} x = \rho \cos \theta \\ y = \rho \sin \theta \end{cases}$

$$f_{X,Y}(x,y) = \left[ \frac{1}{2\pi} \right] e^{-\frac{\rho^2}{2}} \cdot \rho = f_{\rho,\theta}(\rho,\theta)$$

$|J_\phi|$  déterminant   
 de la matrice Jacobienne

$$\begin{aligned} \theta &\sim \mathcal{U}([0, 2\pi]) \\ \Rightarrow \rho^2 &\sim \text{Exp}(1/2) \quad \left( F_{\rho^2}(\rho) = \int_0^\rho e^{-\frac{r^2}{2}} \cdot r \, dr = 1 - e^{-\rho^2/2} \right) \end{aligned}$$

Algorithm (i) On tire  $U_1 \sim \text{Unif}([0,1]) \rightarrow R = \sqrt{-2 \ln U_1}$

(ii) on tire  $U_2 \sim \text{Unif}([0,1]) \rightarrow \Theta = 2\pi U_2$

(iii) On pose:  $X = R \cos \Theta$ ,  $Y = R \sin \Theta$

To do Exercises 12, 13, 14, 15, 17 from Ch 18. Moodle