

Chapitre 12

Loi Continue de Probabilité



(Sora AI generated : how many mistakes ? how many bias ?)

Vraisemblance maximale pour la distribution exponentielle, clairement expliquée !!!

12.1 Introduction

Cas Discret : on lance 1 dé de 1 à 6 et on définit la V.A. discrète X associée au résultat

- $X(\Omega) = \{1, \dots, 6\}$
- à X , on associe 1 loi de probabilité : $\mathbb{P}(X = k) = \frac{1}{6}$ où $k \in [1..6]$
- \Rightarrow il existe des évènements élémentaires dont la probabilité est non nulle

Cas Continue : X la V.A.R. continue associée à la durée d'un communication téléphonique

- $X(\Omega) = \mathbb{R}_+$
- \Rightarrow pour chaque évènement élémentaire, la probabilité est nulle : $\forall x \in \mathbb{R}_+, \mathbb{P}(X = x) = 0$
- (pour contourner ce problème), on mesure les probabilités sur des intervalles, ici de \mathbb{R}_+ :
 $\Rightarrow \mathbb{P}(a \leq X \leq b)$ où $a, b \in \mathbb{R}_+$
- par exemple :
 - la probabilité qu'un appel dure exactement 5 minutes est (toujours) nulle
 - mais la probabilité qu'un appel dure entre 5 et 6 minutes vaut $\frac{1}{10}$...

L'objet de ce chapitre est donc de présenter les propriétés de ces "nouvelles" lois continues au travers de 2 lois importantes : la loi uniforme et la loi exponentielle; la loi normale fera l'objet d'un chapitre à part entière ...

12.2 Densité de Probabilité et Espérance Mathématique

Définition : soit 1 V.A.R. X continue

- la **densité de probabilité** de X est 1 fonction f continue et positive sur I intervalle de \mathbb{R} tq :

- $\mathbb{P}(X(\Omega)) = \int_I f(x) dx = 1$

- $\forall [a, b] \subset \mathbb{R}, \mathbb{P}(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$

- la **fonction de répartition** de X est 1 fonction F tq :

- $\forall x \in \mathbb{R}, F(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$

- l'**espérance** de X est $\mathbb{E}(X) = \int_I x f(x) dx$

Remarque, exemple :

- pour une loi à densité continue, $\forall a, b \in \mathbb{R}$,
 $\mathbb{P}(a < X < b) = \mathbb{P}(a \leq X < b) = \mathbb{P}(a < X \leq b) = \mathbb{P}(a \leq X \leq b)$

- f est continue et positive ; donc :

- $\int_I f(x) dx = 1$

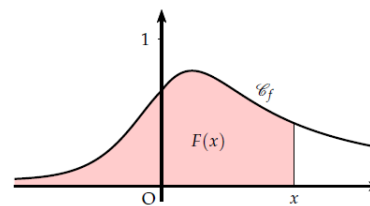
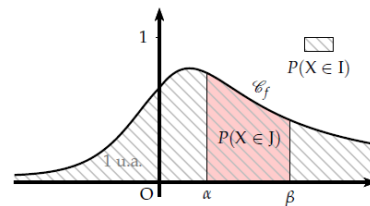
dit que l'aire totale sous f vaut 1

- $\mathbb{P}(\alpha < X < \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} f(x) dx$

calcule l'aire sous f entre α et β :

- $F(x) = \mathbb{P}(X < x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$

indique l'aire sous f entre $-\infty$ et x :



12.3 Loi Uniforme sur $[a, b]$: $X \rightsquigarrow \mathcal{U}([a, b])$

Définition - Propriété : $a, b \in \mathbb{R}$, I intervalle de \mathbb{R}

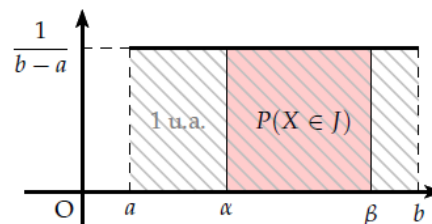
- X suit 1 loi uniforme sur l'intervalle $[a, b]$** si sa fonction de densité f est constante
- notation :** $X \rightsquigarrow \mathcal{U}([a, b])$

- des calculs rapides (AF) mq :

- $\forall x \in [a, b], f(x) = \frac{1}{b-a}$

- $\forall \alpha, \beta \in [a, b], \mathbb{P}(\alpha < X < \beta) = \frac{\beta - \alpha}{b - a}$

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



Remarque, exemple :

- la formule de $\mathbb{P}(\alpha < X < \beta)$ se retient facilement en la voyant c'est $\frac{\text{aire favorable}}{\text{aire totale}}$
- on choisit au hasard 1 nombre X sur $[0;5]$; calculer $\mathbb{P}(X > 4)$ puis $\mathbb{P}(e < X < \pi)$

Approfondissement 1 : méthode de Monte-Carlo par Espérance

$a, b \neq \mathbb{R}$, I intervalle de \mathbb{R}

- **Objectif** : savoir utiliser la méthode qui permet d'approximer 1 intégrale (dont le calcul est peut-être très compliqué)
 - on **génère des valeurs** $f(x_i)$ "au hasard sur $[a, b]$ " de la fonction f
 - la **moyenne des valeurs** tend vers $\frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx$
- **H.P.** : la théorie (simple) repose 2 théorèmes (compliqués) :
 - on pose $X = f(U)$ où $U \rightsquigarrow \mathcal{U}([a, b])$
 - la Loi des Grands Nombres montre que $\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(X)$
 - le Théorème du Transfert montre que $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{b-a} \int_a^b f(x) dx$

Approfondissement 1 (suite) : approximation de π

- **Méthode MC en dimension 1** :
 - vérifier que $\frac{\pi}{4} = \int_0^1 \sqrt{1-t^2} dt$; estimer l'intégrale permet alors d'estimer π
 - générer 100 $U_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$
 - calculer les 100 $X_i = f(U_i)$ puis calculer $\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{100}$
 - vérifier que vous obtenez 1 approximation de l'ordre $\pm \frac{1}{\sqrt{100}} = \pm 0.1$
 - recommencer pour $n = 1000$ puis $n = 10000$
- **H.P. : Méthode MC en 2 dimensions** :
 - générer 100 $X_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$
 - générer 100 $Y_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$
 - comprendre que : $\frac{\pi}{4} = \int \int_{\text{Disque}} x^2 + y^2 dx dy$
 - calculer les 100 $Z_i = f(X_i, Y_i) = X_i^2 + Y_i^2$ puis calculer $\sum_{i=1}^n \frac{Z_i}{100}$
 - vérifier que vous obtenez 1 approximation de l'ordre $\pm \frac{1}{\sqrt{100}} = \pm 0.1$
 - recommencer pour $n = 1000$ puis $n = 10000$
 - **complément** : on peut montrer que cette méthode est légèrement moins performante que la précédente ; le constatez-vous numériquement ?

Remarque, exemple :

- la méthode de MC est bien moins performante en dimension 1 que la méthode rectangle ou trapèze
- elle peut être utilisée à l'identique dans n'importe quelle dimension et sur n'importe quel domaine d'intégration
- elle devient plus efficace à partir de la dimension 4
- elle est très simple à utiliser sur un domaine d'intégration implicite

Approfondissement 2 : méthode de Monte-Carlo par test IN/OUT

$a, b \neq \mathbb{R}$, I intervalle de \mathbb{R}

- **Même objectif** : savoir utiliser la méthode pour approximer 1 intégrale

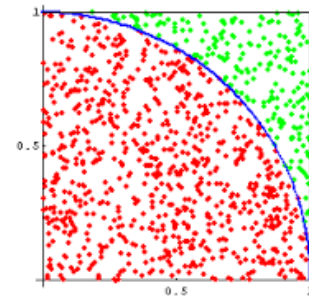
- on va créer une E.A. permettant d'estimer $\frac{\pi}{4}$
- l'intégrale $\int_0^1 \sqrt{1-t^2} dt$ correspond à l'aire sous la fonction $f(t) = \sqrt{1-t^2}$
- on place cette aire dans le pavé $[0,1] \times [0,1]$
l'aire sous la courbe (donc l'intégrale) est associée au succès
l'autre partie de l'aire à l'échec

$$\frac{\int_0^1 \sqrt{1-t^2} dt}{Aire_{Pave}} = \frac{Aire_{Courbe}}{Aire_{Pave}} = \frac{\frac{\pi}{4}}{1 \times 1} = \frac{\pi}{4}$$

en créant n points aléatoires (X_i, Y_i)

on crée n tests $T_i \rightsquigarrow \mathcal{B}\left(\frac{\pi}{4}\right)$ associé à

n succès ou échec d'être dans le $\frac{1}{4}$ cercle



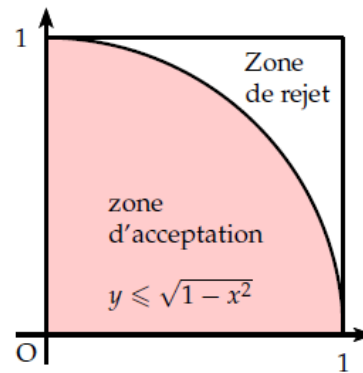
- la proportion $\frac{succes}{total}$ tend vers $\mathbb{E}(X) = \int_0^1 \sqrt{1-t^2} dt = \frac{\pi}{4}$ (résultat de seconde)
- **H.P.** : la théorie (simple) repose 1 théorème (compliqué) :
 - $X_i \rightsquigarrow \mathcal{B}\left(\frac{\pi}{4}\right) \Rightarrow$ la Loi des Grands Nombres montre que $\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{n} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(X) = \frac{\pi}{4}$

Approfondissement 2 (suite) : approximation de π :

La seule difficulté maintenant est de générer les points. Pour cela, on considère 2 méthodes.

- **Méthode 1 : sous la courbe**

- générer 100 $X_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$ (abscisse du point) et 100 $Y_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$ (ordonnée du point)
- effectuer 100 tests : $Y_i \leq f(X_i)$ qui correspondent à (attention pas évident à comprendre) le point est dans le cercle
- compter le nombre de tests réussis et en déduire l'estimation
- recommencer pour $n = 1000$ puis $n = 10000$



- **Méthode 2 : $\cos^2 x + \sin^2 x = 1$**

- générer 100 $X_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$
- générer 100 $Y_i \rightsquigarrow \mathcal{U}([0, 1])$
- effectuer 100 tests : $X_i^2 + Y_i^2 \leq 1$ qui correspondent à le point est dans le cercle
- compter le nombre de tests réussis et en déduire l'estimation
- vérifier que vous obtenez 1 approximation de l'ordre $\pm \frac{1}{\sqrt{100}}$
- recommencer pour $n = 1000$ puis $n = 10000$

- **Visualisation de l'expérience** d'approximation de π sous GeoGebra ou Python

12.4 Loi Exponentielle : $X \rightsquigarrow \mathcal{E}(\lambda)$

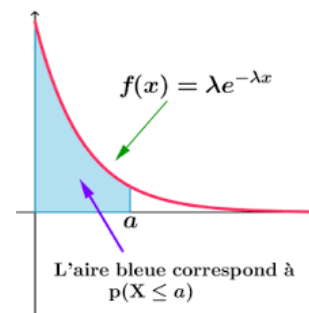
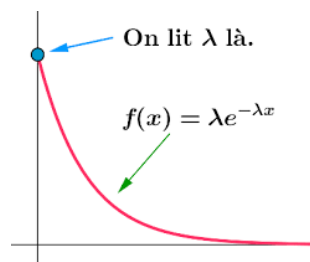
Définition - Propriété : $a, b \neq \mathbb{R}$, I intervalle de \mathbb{R}

- **X suit 1 loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$**

si sa fonction de densité f est $\begin{cases} 0 & \text{si } t \in \mathbb{R}_-^* \\ f(t) = \lambda e^{-\lambda t} & \text{si } t \in \mathbb{R}_+ \end{cases}$

- **notation** : $X \rightsquigarrow \mathcal{E}(\lambda)$

- $\forall a \in \mathbb{R}_+, FR(a) = \mathbb{P}(X \leq a) = 1 - e^{-\lambda a}$
- $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda}$ et $\mathbb{V}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$



- **la loi exponentielle est sans mémoire :**

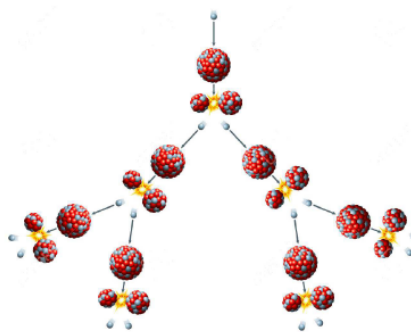
$$\forall t > 0, \forall h > 0, \mathbb{P}_{X \geq t}(X \geq t + h) = \mathbb{P}(X \geq h)$$

Remarque, exemple :

- AF : vérifier que f ainsi définie est bien une densité de probabilité sur \mathbb{R}
- AF : retrouver la FR de f
- AF : retrouver l'espérance et la variance de X associée à f
Preuve : loi exponentielle
- loi exponentielle \Leftrightarrow loi sans mémoire :
 - AF \Rightarrow : la loi exponentielle vérifie cette propriété
 - Admis \Leftarrow : cette propriété est caractéristique de cette loi
(si 1 loi vérifie cette propriété alors il s'agit obligatoirement d'1 loi exponentielle)
- **Exemple** : la durée de vie, en année, d'un composant électronique est une variable aléatoire notée T qui suit une loi sans vieillissement de paramètre λ . Une étude statistique a montré que pour ce type de composant, la durée de vie ne dépasse pas 5 ans avec une probabilité de 0.675.
 - 1) calculer la valeur λ
 - 2) quelle est la probabilité qu'un composant de ce type dure moins de 8 ans? plus de 10 ans? au moins 8 ans sachant qu'il fonctionne au bout de 3 ans?
 - 3) quelle est l'espérance de vie de ce composant?

12.5 Applications en Physique

La désintégration radioactive est un phénomène aléatoire. c'est à dire que l'on ne peut pas, à l'échelle « *microscopique* », dire quand un noyau va se désintégrer. Néanmoins, à l'échelle macroscopique, on a pu établir que la durée de vie d'un noyau radioactif suit une loi de durée de vie sans vieillissement c'est à dire une loi exponentielle de paramètre λ . λ étant la constante radioactive (en s^{-1}) qui caractérise un radionucléide.



On appelle T la variable aléatoire associée à la durée de vie d'un noyau. La probabilité p qu'un noyau ne soit pas désintégré à l'instant t est donc :

$$p = P(T \geq t) = e^{-\lambda t}$$

Si au départ on compte N_0 noyaux au bout d'un temps t , on en comptera $N(t)$ qui vérifie :

$$N(t) = N_0 e^{-\lambda t}$$

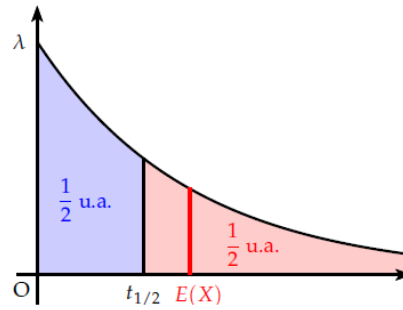
On appelle demi-vie $t_{1/2}$, le temps nécessaire pour que le nombre de radionucléides soit divisé par 2. On a alors :

$$e^{-\lambda t_{1/2}} = \frac{1}{2} \Leftrightarrow -\lambda t_{1/2} = -\ln 2 \Leftrightarrow t_{1/2} = \frac{\ln 2}{\lambda}$$

Enfin la durée de vie moyenne τ d'un radionucléide est donnée par l'espérance mathématique :

$$\tau = \frac{1}{\lambda} \quad \text{or} \quad \lambda = \frac{\ln 2}{t_{1/2}} \quad \text{donc} \quad \tau = \frac{t_{1/2}}{\ln 2} \simeq 1,44 t_{1/2}$$

Remarque : La demi-vie $t_{1/2}$ n'est pas égale à la durée de vie moyenne $\tau = E(X)$ car la courbe de densité de probabilité \mathcal{C}_f n'est pas symétrique par rapport à la droite verticale d'abscisse $E(X)$.



12.6 Lien entre Loi discrète et Loi Continue

Discret	Continu
Univers Ω	Intervalle I ou \mathbb{R}
Événement E sous-ensemble de Ω	Événement J sous-intervalle de I
Probabilités p_i des événements élémentaires $\sum p_i = 1$	Densité de probabilité $\int_{(I)} f(t) dt = 1$
Espérance de la variable aléatoire X $E(X) = \sum p_i x_i$	Espérance de la variable aléatoire X $E(X) = \int_{(I)} t f(t) dt$
Équiprobabilité $P(E) = \frac{\text{nbre de cas favorables}}{\text{nbre de cas possibles}}$	Loi uniforme $P(X \in J) = \frac{\text{longueur de J}}{\text{longueur de I}}$