

Chapitre 2

Variabes aléatoires

2.1 Variable aléatoire réelle discrète

Définition 9 On appelle variable aléatoire réelle et discrète sur un ensemble fondamental Ω , tout fonction $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ de Ω dans l'ensemble des nombres réels \mathbf{R} des nombres réels telle que $X(\Omega)$ est fini ou infini dénombrable, et pour tout $x \in \mathbf{R}$ on a :

$$X^{-1}(x) = \{\omega \in \Omega / X(\omega) = x\} \in \mathcal{P}(\Omega), \quad (2.1)$$

c'est à dire que $X^{-1}(x)$ est un événement de Ω .

Exemple 8 On considère l'épreuve qui consiste à jeter deux fois successives une pièce de monnaie équilibrée, on a l'ensemble fondamental de cette épreuve est donnée par

$$\Omega = \{(F, F), (F, P), (P, F), (P, P)\}, \quad (2.2)$$

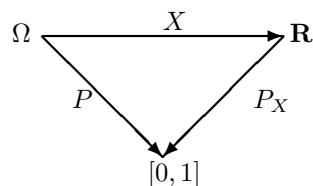
Les probabilités des événement élémentaire de Ω sont donnée par :

$$P(\{(F, F)\}) = P(\{(F, P)\}) = P(\{(P, F)\}) = P(\{(P, P)\}) = \left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{1}{4} = 0.25 \quad (2.3)$$

Soit X la variable aléatoire qui correspond à chaque élément de Ω Je nombre de piles qui soit apparu. On a :

$$X((F,F))=0, \quad X((F,P))=X((P,F))=1 \text{ et } X((P,P))=2 \text{ et } X(\Omega)=\{0,1,2\}$$

Définition 10 (Loi de probabilité d'une variable aléatoire) On définit la loi de probabilité



d'une variable aléatoire réelle et discrète par l'application $P_X = P \circ X^{-1}$,

$$P_X(X = x) = P(X^{-1}(x)) = P(\{\omega \in \Omega / X(\omega) = x\}) \quad (2.4)$$

Exemple 9 on considère l'exemple précédent :

- $P_X(X = 0) = P(\{(F, F)\}) = \frac{1}{4}$
- $P_X(X = 1) = P(\{(P, F), (F, P)\}) = \frac{1}{2}$
- $P_X(X = 2) = P(\{(P, P)\}) = \frac{1}{4}$

Ces données peuvent se présenter sous la forme d'un tableau, de la manière suivante :

x_i	0	1	2
$P_X(X = x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

2.1.1 Fonction de répartition

Définition 11 La fonction de répartition d'une variable aléatoire X est l'application de \mathbf{R} dans $[0, 1]$ définie par :

$$F : \mathbf{R} \rightarrow [0, 1]$$

$$x \mapsto F(x) = P(X \leq x)$$

Propriétés 1 1. La fonction de répartition F d'une variable aléatoire discrète réelle X est une fonction en escalier croissante et continue à droite.

2. $F(x) = \sum_{x_k \leq x} P(X = x_k)$
3. $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$

Exemple 10 Dans l'exemple précédent

1. Si $x < 0$, $F(x) = 0$.
2. Si $0 \leq x < 1$, $F(x) = \frac{1}{4}$.
3. Si $1 \leq x < 2$, $F(x) = \frac{3}{4}$.
4. Si $2 \leq x$, $F(x) = 1$.

2.1.2 Espérance mathématique d'une variable aléatoire discrète

Définition 12 L'espérance mathématique d'une variable aléatoire X est donné par la formule :

$$E(X) = \sum_k x_k P(X = x_k) \quad (2.5)$$

à condition que cette série est convergente

Exemple 11 Dans l'exemple précédent si on calcule l'espérance mathématique on trouve :

$$E(X) = \sum_k x_k P(X = x_k) = 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{4} = 1$$

Propriétés 2 L'espérance mathématique d'une variable aléatoire X vérifie

1. $E(\alpha) = \alpha, \forall \alpha$ une constante de \mathbf{R}
2. $E(X + \alpha) = E(X) + \alpha, \forall \alpha$ une constante de \mathbf{R}
3. $E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2)$

2.1.3 Variance et écart-type d'une variable aléatoire discrete

Définition 13 On appelle variance d'une variable aléatoire X la quantité donné par la formule :

$$\text{Var}(X) = \sum_k (x_k - E(X))^2 P(X = x_k) \quad (2.6)$$

à condition que cette série est convergente

Exemple 12 Dans l'exemple précédent si on calcule l'espérance mathématique on trouve :

$$\text{Var}(X) = \sum_k (x_k - E(X))^2 P(X = x_k) = (0 - 1)^2 \cdot \frac{1}{4} + (1 - 1)^2 \cdot \frac{1}{2} + (2 - 1)^2 \cdot \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

Propriétés 3 Les propriétés suivantes sont vérifiées

1. $\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2$
2. $\text{Var}(\alpha X + \beta) = \alpha^2 \text{Var}(X), \forall \alpha$ et β des constantes de \mathbf{R}

Définition 14 Soit X une variable aléatoire réelle et $r \in \mathbf{N}^*$, on appelle le moment d'ordre r de X la quantité :

$$E(X^r) = \sum_k (x_k)^r P(X = x_k), \quad (2.7)$$

et le moment centé d'ordre r de X la quantité :

$$E(X - E(X))^r = \sum_k (x_k - E(X))^r P(X = x_k). \quad (2.8)$$

Remarque 2 La variance est le moment centré d'ordre 2.

Définition 15 L'écart type noté σ d'une variable aléatoire X est défini comme la racine de la sa variance :

$$\sigma(X) = \sqrt{\text{Var}(X)}. \quad (2.9)$$

2.1.4 Variables aléatoires discètes usuelles

Certaines variables aléatoires interviennent souvent dans de nombreux processus naturels. Leur loi ont donc une importance particulière. Les lois discrètes les plus fréquentes sont : Soient A et B deux événements d'un ensemble fondamental Ω , on note par :

Variabes de Bernoulli

Définition 16 On appelle épreuve de Bernoulli une expérience aléatoire a deux résultats $\Omega = \{\omega_1, \omega_2\}$. On peut interpréter l'une de ces deux résultats comme un succès noté par 1 et l'autre comme un échec noté par 0 ou inversement et on a :

$$\begin{cases} P(\{\omega_1\}) = p, & ; \\ P(\{\omega_2\}) = 1 - p, & . \end{cases} \quad (2.10)$$

Définition 17 On dit que la variable aléatoire discrète X à valeurs dans $\{0, 1\}$ suit une loi de Bernoulli de paramètre $0 < p < 1$, notée $B(p)$, si :

$$\begin{cases} P(X = 1) = p, & ; \\ P(X = 0) = 1 - p, & . \end{cases} \quad (2.11)$$

Exemple 13 L'expérience qui consiste à jeter une pièce de monnaie équilibrée est une épreuve de Bernoulli. Soit X l'application de $\Omega = \{P, F\}$ dans $\{0, 1\}$ définie par : $X(P) = 1$ et $X(F) = 0$, X est une variable de Bernoulli de paramètre $p = \frac{1}{2}$

Variables binomiale

Définition 18 Si on répète n fois une On épreuve de Bernoulli de paramètre p dans des même conditions, on dit que l'application qui compte le nombre de succès obtenu dans cette épreuve suit une loi binomiale de paramètres n et p que l'on note souvent $\mathcal{B}(n, p)$. On a alors $X(\Omega = \{0, 1, 2, \dots, n\})$ et on a :

$$\forall k \in \{0, 1, 2, \dots, n\} : P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} \quad (2.12)$$

Exemple 14 L'expérience qui consiste à jeter 4 fois une pièce de monnaie équilibrée et on compte le nombre de pile obtenus. On suppose que X est le nombre de pile et qui correspond à un succès, alors X suit une loi de Bernoulli de paramètres $n = 4$ et $p = \frac{1}{2}$ et on a :

$$\begin{aligned} - P(X = 0) &= C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} = C_4^0 \left(\frac{1}{2}\right)^0 \left(\frac{1}{2}\right)^{4-0} = \frac{1}{16} \\ - P(X = 1) &= C_4^1 \left(\frac{1}{2}\right)^1 \left(\frac{1}{2}\right)^{4-1} = \frac{1}{4} \\ - P(X = 2) &= C_4^2 \left(\frac{1}{2}\right)^2 \left(\frac{1}{2}\right)^{4-2} = \frac{3}{8} \\ - P(X = 3) &= C_4^3 \left(\frac{1}{2}\right)^3 \left(\frac{1}{2}\right)^{4-3} = \frac{1}{4} \\ - P(X = 4) &= C_4^4 \left(\frac{1}{2}\right)^4 \left(\frac{1}{2}\right)^{4-4} = \frac{1}{16} \end{aligned}$$

Variables de Poisson

Définition 19 On appelle variable aléatoire de Poisson de paramètre $\lambda > 0$ une variable aléatoire discrète entière X avec $X(\Omega) = \mathbf{N}$ et dont la loi de probabilité est donnée par :

$$\forall k \in \mathbf{N} : P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (2.13)$$

Propriétés 4 Soit X une variable binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ telles que $n \rightarrow \infty$ et $p \rightarrow 0$ de manière à ce que le produit np tend vers une limite finie λ . Alors la variable aléatoire X tend vers une variable de Poisson λ .

Variables géométrique

Définition 20 On appelle variable aléatoire géométrique de paramètre p une variable aléatoire discrète X avec $X(\Omega) = \mathbf{N}^*$ et dont la loi de probabilité est donnée par :

$$\forall k \in \mathbf{N}^* : P(X = k) = p(1 - p)^{k-1} \quad (2.14)$$

Exemple 15 On considère l'expérience qui consiste à jeter indéfiniment une pièce de monnaie équilibrée et soit p la probabilité d'obtenir pile, on a $\Omega = \{\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots) / \omega_I = \text{pile ou face}\}$. Soit X la variable aléatoire définie par :

$$\begin{aligned} X &: \Omega \rightarrow \mathbf{R} \\ \omega &\mapsto F(x) = \text{nombre de premier lancer donnant pile.} \end{aligned}$$

On a : $X(\Omega) = \mathbf{N}^*$ et $P(X = k) = p(1 - p)^{k-1}$

2.2 Variable aléatoire réelle continue

Définition 21 On appelle variable aléatoire réelle et continue sur un ensemble fondamental Ω , une application $X : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$, telle que pour tout intervalle I de \mathbf{R} on a :

$$X^{-1}(I) = \{\omega \in \Omega / X(\omega) \in I\} \in \mathcal{P}(\Omega), \quad (2.15)$$

c'est à dire que $X^{-1}(I)$ est un événement de Ω .

Définition 22 (Loi de probabilité d'une variable aléatoire continue) On définit la loi de probabilité d'une variable aléatoire continue par sa fonction de répartition, donnée par :

$$F(x) = P(X \leq x) = P(X^{-1}(]-\infty, x])) = P(\{\omega \in \Omega / X(\omega) \leq x\}) \quad (2.16)$$

Propriétés 5 1. La fonction de répartition F d'une variable aléatoire discrete réelle X est une fonction croissante et continue à droite.

2. $0 \leq F(x) \leq 1$

3. $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$

Définition 23 Soit X une variable aléatoire absolument continue et F sa fonction de répartition. On dit que est absolument continue s'il existe une fonction f telle que :

1. f est continue par morceaux sur \mathbf{R} .

2. f est positive ou nulle sur \mathbf{R} ($\forall x \in \mathbf{R}, f(x) \geq 0$).

3. $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = 1$.

4. $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$.

La fonction f s'appelle densité de X

Propriétés 6 Soit X une variable aléatoire absolument continue et soient f sa densité et F sa fonction de répartition

1. $\forall (a, b) \in \mathbf{R}^2$ on a : $P(a < X < b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(t)dt$.

2. $\forall a \in \mathbf{R}$ on a : $P(X > a) = 1 - P(x \leq a) = 1 - \int_{-\infty}^a f(t)dt = \int_a^{+\infty} f(t)dt$.

Remarque 3 De la propriété précédente, on peut remarquer que :

1. Si on a $a = b$ il result $P(X = a) = \int_a^a f(t)dt = 0$

2. On a aussi $P(X < a) = P(X \leq a) = F(a) = \int_{-\infty}^a f(t)dt$.

Exemple 16 Soit X une variable aléatoire continue de densité :

$$f(x) = \begin{cases} k(4x - 2x^2), & 0 < x < 2; \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases} \quad (2.17)$$

Déterminer la valeur de k et calculer $P(X > 1)$?

f est une densité alors on a :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$$

Alors

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx &= \int_{-\infty}^0 0dx + \int_0^2 k(4x - 2x^2)dx + \int_2^{+\infty} 0dx = 1 \\ &= k \int_0^2 (4x - 2x^2)dx = 1 \\ &= k \left(2x^2 - \frac{2}{3}x^3 \right) \Big|_0^2 = 1 \end{aligned}$$

D'où

$$k = \frac{3}{8}$$

Donc

$$P(X > 1) = \int_1^{+\infty} f(x)dx = \frac{3}{8} \int_1^2 (4x - 2x^2)dx = \frac{1}{2}$$

2.2.1 Espérance mathématique d'une variable aléatoire continue

Définition 24 L'espérance mathématique d'une variable continue X est donné par la formule :

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \quad (2.18)$$

à condition que cette intégrale converge absolument

Exemple 17 Dans l'exemple précédent si on calcule l'espérance mathématique on trouve :

$$\begin{aligned} E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx &= \int_{-\infty}^0 x \cdot 0dx + \frac{3}{8} \int_0^2 x(4x - 2x^2)dx + \int_2^{+\infty} x \cdot 0dx \\ &= \frac{3}{8} \int_0^2 (4x^2 - 2x^3)dx \\ &= \frac{3}{8} \left(\frac{4}{3}x^3 - \frac{1}{2}x^4 \right) \Big|_0^2 = 1 \end{aligned}$$

Propriétés 7 L'espérance mathématique d'une variable aléatoire X vérifie

1. $E(\alpha) = \alpha, \forall \alpha$ une constante de \mathbf{R}
2. $E(X + \alpha) = E(X) + \alpha, \forall \alpha$ une constante de \mathbf{R}
3. $E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2)$

2.2.2 Variance et écart-type d'une variable aléatoire continue

Définition 25 On appelle variance d'une variable aléatoire X la quantité donnée par la formule :

$$\text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx \quad (2.19)$$

à condition que cette intégrale converge absolument

Exemple 18 Dans l'exemple précédent si on calcule la variance on trouve :

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^0 (x - 1)^2 \cdot 0 dx + \frac{3}{8} \int_0^2 (x - 1)^2 (4x - 2x^2) dx + \int_2^{+\infty} (x - 1)^2 \cdot 0 dx \\ &= \frac{3}{8} \int_0^2 (-2x^4 + 8x^3 - 10x^2 + 4x) dx \\ &= \frac{3}{8} \left(-\frac{2}{5} x^5 + 2x^4 - \frac{10}{3} x^3 + 4x^2 \right) \Big|_0^2 = \frac{1}{5} \end{aligned}$$

Propriétés 8 Les propriétés suivantes sont vérifiées

1. $\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2$
2. $\text{Var}(\alpha X + \beta) = \alpha^2 \text{Var}(X), \forall \alpha \text{ et } \beta \text{ des constantes de } \mathbf{R}$

Définition 26 Soit X une variable aléatoire réelle et $r \in \mathbf{N}^*$, on appelle le moment d'ordre r de X la quantité :

$$E(X^r) = \sum_k (x_k)^r P(X = x_k), \quad (2.20)$$

et le moment centré d'ordre r de X la quantité :

$$E(X - E(X))^r = \sum_k (x_k - E(X))^r P(X = x_k). \quad (2.21)$$

Remarque 4 La variance est le moment centré d'ordre 2.

Définition 27 L'écart type noté σ d'une variable aléatoire X est défini comme la racine de la sa variance :

$$\sigma(X) = \sqrt{\text{Var}(X)}. \quad (2.22)$$

2.3 Lois usuelles continues

Certaines variables aléatoires interviennent souvent dans de nombreux processus naturels. Leur loi ont donc une importance particulière. Les lois continues les plus fréquentes sont :

2.3.1 Loi uniforme

Définition 28 On dit qu'une variable aléatoire X suit une loi uniforme si sa densité est constante sur un intervalle $[a, b]$ et on a :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{si } x \in [a, b]; \\ 0, & \text{si } x \notin [a, b]. \end{cases} \quad (2.23)$$

Et on écrit $X \sim \mathcal{U}([a, b])$

Fonction de répartition d'une Loi uniforme

La fonction de répartition de la variable $X \sim \mathcal{U}([a, b])$ est donnée par :

- Si $x < a$, on a :

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^a 0 \cdot dx = 0$$

- Si $a \leq x < b$, on a :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^a 0 \cdot dx + \int_a^x \frac{1}{b-a} dt = \frac{t}{b-a} \Big|_a^x = \frac{x-a}{b-a}$$

- Si $b \leq x$, on a :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^a 0 \cdot dx + \int_a^b \frac{1}{b-a} dt + \int_b^{+\infty} 0 \cdot dx = \frac{t}{b-a} \Big|_a^b = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

L'espérance mathématique d'une Loi uniforme

L'espérance mathématique de la variable $X \sim \mathcal{U}([a, b])$ est donnée par :

$$\begin{aligned} E(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^a x \cdot 0 \cdot dx + \int_a^b \frac{x}{b-a} dx + \int_b^{+\infty} x \cdot 0 \cdot dx \\ &= \frac{x^2}{2} \Big|_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2} \\ &= \frac{2(b-a)}{b+a} \\ &= \frac{b+a}{2} \end{aligned}$$

Variance et écart-type d'une Loi uniforme

La Variance de la variable $X \sim \mathcal{U}([a, b])$ est donnée par :

$$\begin{aligned} Var(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^a (x - \frac{b+a}{2})^2 \cdot 0 \cdot dx + \int_a^b \frac{(x - \frac{b+a}{2})^2}{b-a} dx + \int_b^{+\infty} (x - \frac{b+a}{2})^2 \cdot 0 \cdot dx \\ &= \frac{1}{4(b-a)} \int_a^b (2x - b - a)^2 dx \\ &= \frac{1}{24(b-a)} (2x - b - a)^3 \Big|_a^b = \frac{(b-a)^2}{12} \end{aligned}$$

Propriétés 9 Si X est une variable aléatoire qui suit une loi uniforme sur $[a, b]$ alors :

$$f(x) = \frac{d-c}{b-a}, \quad \text{si } [c, d] \subset [a, b]; \quad (2.24)$$

Exemple 19 Dans un bureau de poste, le temps de service X à un guichet suit une loi uniforme et prend entre 2 minutes et 10 minutes de temps.

1. Déterminer la fonction de densité de probabilité f de la loi de X .
2. Quelle est la probabilité que le temps d'attente soit compris entre trois et sept minutes ?
3. Quelle est la probabilité qu'un client attende plus de huit minutes ?
4. Préciser le temps d'attente moyen.

La variable X suit la loi uniforme sur l'intervalle $[2, 10]$. Alors,

1. sa fonction de densité est une fonction constante sur $[2, 10]$ définie par :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10-2} = \frac{1}{8} = 0.125, & \text{si } x \in [2, 10]; \\ 0, & \text{si } x \notin [2, 10]. \end{cases} \quad (2.25)$$

2. La probabilité que le temps d'attente soit compris entre trois et sept

3. La probabilité qu'un client attende plus de huit minutes est :

$$P(8 \leq X) = \int_8^{+\infty} f(x)dx = \int_8^{10} \frac{1}{8} \cdot dx + \int_{10}^{+\infty} 0 \cdot dx = \frac{x}{8} \Big|_8^{10} = \frac{2}{8} = 0.25$$

4. Le temps d'attente moyen est :

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^2 x \cdot 0dx + \int_2^{10} x\left(\frac{1}{8}\right)dx + \int_{10}^{+\infty} x \cdot 0dx \\ &= \frac{1}{8} \int_0^2 dx \\ &= \frac{1}{8}(x) \Big|_2^{10} = 1 \end{aligned}$$

Loi exponentielle

Définition 29 On dit qu'une variable aléatoire X suit une Loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$ si sa densité est donnée par :

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{si } x \geq 0; \\ 0, & \text{si } x < 0. \end{cases} \quad (2.26)$$

Et on écrit $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$

Fonction de répartition d'une Loi exponentielle

La fonction de répartition de la variable $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$ est donnée par :

- Si $x < 0$, on a :

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^0 0 \cdot dx = 0$$

- Si $0 \leq x$, on a :

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^0 0 \cdot dx + \lambda \int_0^x e^{-\lambda t} dt = -e^{-\lambda t} \Big|_0^x = 1 - e^{-\lambda x}$$

L'espérance mathématique d'une Loi exponentielle

L'espérance mathématique de la variable $X \sim \mathcal{U}([a, b])$ est donnée par :

$$\begin{aligned} E(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \\ &= \int_{-\infty}^0 x \cdot 0 \cdot dx + \lambda \int_0^{+\infty} xe^{-\lambda x} dx \\ &= \lim_{R \rightarrow +\infty} \left[-xe^{-\lambda x} - \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \right]_0^R \\ &= \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

Variance et écart-type d'une Loi exponentielle

La Variance dde la variable $X \sim \mathcal{U}([a, b])$ est donnée par :

$$\begin{aligned} Var(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x)dx \\ &= \int_{-\infty}^0 (x - \frac{1}{\lambda})^2 \cdot 0 \cdot dx + \lambda \int_0^{+\infty} (x - \frac{1}{\lambda})^2 e^{-\lambda x} dx \end{aligned}$$

Après deux fois intégration par parties on trouve :

$$Var(x) = \frac{1}{\lambda^2}$$

Loi normale

Définition 30 *On dit qu'une variable aléatoire X à valeurs dans \mathbf{R} suit une Loi normale de paramètres (m, σ) si sa densité est donnée par :*

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \quad (2.27)$$

Et on écrit $X \sim \mathcal{N}(m, \sigma)$ où $m = E(X)$ et $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)}$