

Lois de probabilité à densité

I- Densité sur un intervalle

1- Définition

Soit f une fonction définie, continue et positive sur un intervalle $[a ; b]$.

On dit que f est une fonction à densité sur $[a ; b]$ lorsque son intégrale (sur $[a ; b]$) est égale à 1.

Exemple : Soit f la fonction définie sur $[2 ; 3]$ par : $f(x) = \frac{1}{8}x^2 + \frac{1}{12}x$.

Montrer que f est une fonction à densité.

2- Définition

Soit X une variable aléatoire continue sur $[a ; b]$ et munie d'une fonction de densité f .

On dit que P est la loi de probabilité de densité f lorsque pour tout intervalle $[c ; d]$ inclus dans

$[a ; b]$, on a : $P(X \in [c ; d]) = \int_c^d f(x) dx$.

3- Propriétés

- Pour tout réel c de l'intervalle $[a ; b]$, $P(X = c) = P(\{c\}) = 0$;
- Pour tout réel c de l'intervalle $[a ; b]$, $P(X \in [a ; c]) + P(X \in [c ; b]) = 1$.

II- Lois à densités

1- Loi uniforme

a- Définition

Une variable aléatoire X suit une loi uniforme sur $[a ; b]$ lorsque sa densité est constante sur ce même intervalle.

b- Propriété

- La fonction de densité f d'une loi uniforme sur $[a ; b]$ est définie par : $f(x) = \frac{1}{b - a}$.
- Pour tout intervalle $[c ; d]$ inclus dans $[a ; b]$, on a : $P(X \in [c ; d]) = \frac{d - c}{b - a}$.
- Si X suit une loi uniforme, alors $E(X) = \int_a^b xf(x) dx = \frac{b + a}{2}$.

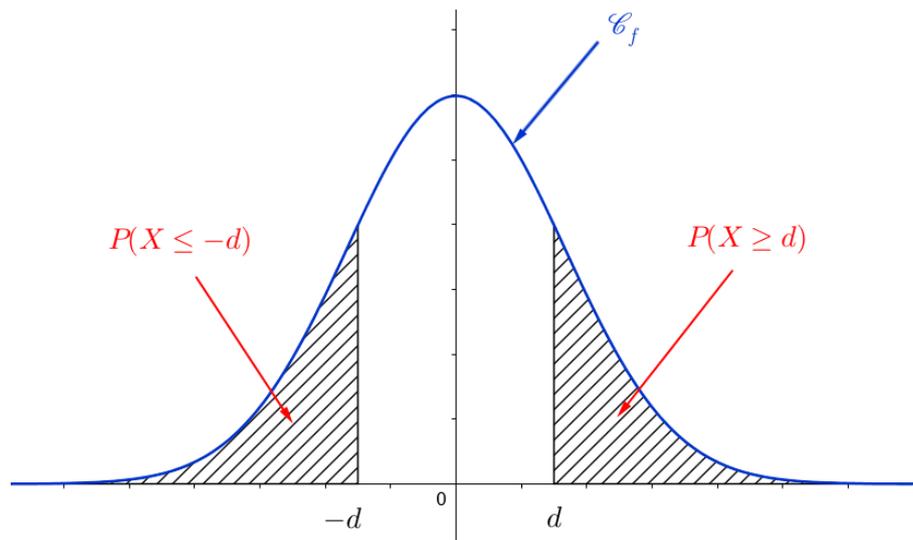
2- Loi normale $\mathcal{N}(0 ; 1)$

a- Définition

Soit X une variable aléatoire, d'espérance $\mu = 0$ et d'écart-type $\sigma = 1$.

X suit une loi normale $\mathcal{N}(0 ; 1)$ lorsqu'elle admet pour fonction de densité la fonction f définie sur \mathbb{R}

par : $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$.



La courbe de la fonction densité d'une variable qui suit une loi $\mathcal{N}(0; 1)$ est symétrique par rapport à l'axe des ordonnées.

b- Propriétés

- $P(x = c) = 0, \forall c \in [a; b]$;
- $P(-d \leq X \leq d) = P(X \leq d) - P(X \leq -d)$;
- $P(X \leq -d) = P(X \geq d)$. On a alors :
 $P(-d \leq X \leq d) = 1 - 2P(X \leq -d)$ ou
 $P(-d \leq X \leq d) = 1 - 2P(X \geq d)$
- $P(-1,96 \leq X \leq 1,96) = 0,95$.

3- Loi normale $\mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$

a- Définition

Si X suit une loi normale $\mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$, alors la variable aléatoire définie par $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ suit une loi normale $\mathcal{N}(0; 1)$.

b- Propriétés

Soit X une variable aléatoire qui suit une loi normale $\mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$.

On a (avec la calculatrice) alors :

- $P(X \in [\mu - \sigma; \mu + \sigma]) = 0,68$;
- $P(X \in [\mu - 2\sigma; \mu + 2\sigma]) = 0,95$;
- $P(X \in [\mu - 3\sigma; \mu + 3\sigma]) = 0,997$.

4- Passage de la loi binomiale discrète à la loi normale continue

a- Définition : Loi binomiale

Soit \mathcal{E} une épreuve comportant deux issues (succès et échec) et p la probabilité de succès.

On repère n fois, de façon identiques et indépendantes, l'épreuve \mathcal{E} .

Soit X , la variable aléatoire associée au nombre total de succès.

Alors X suit une loi binomiale de paramètre n et p . On note $\mathcal{B}(n; p)$.

b- Propriétés

Soit X une variable aléatoire qui suit une loi binomiale $\mathcal{B}(n; p)$.

L'espérance, la variance et l'écart-type de X sont respectivement donnés par :

$$E(X) = np, \quad V(X) = np(1-p) \quad \text{et} \quad \sigma_X = \sqrt{np(1-p)}.$$

c- Théorème de Moivre-Laplace

Soit n un entier naturel non nul et p un nombre réel dans $[0; 1]$. Soit X une variable aléatoire suivant une loi binomiale $\mathcal{B}(n; p)$. Alors, pour tous réels a et b , on a :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(a \leq \frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq b\right) = P(a \leq Z \leq b) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

où Z suit la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0; 1)$.

Remarque : En pratique, on considère que la limite dans le théorème de Moivre-Laplace est pratiquement atteinte lorsqu'on a simultanément $n \geq 30$, $np \geq 5$ et $n(1-p) \geq 5$. On a ainsi, pour tous réels a et b :

$$P\left(a \leq \frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq b\right) \approx P(a \leq Z \leq b), \text{ où } Z \text{ suit la loi normale centrée réduite.}$$

d- Corollaire : Intervalle de fluctuation

Si X_n suit une loi binomiale $\mathcal{B}(n; p)$, alors la fréquence de succès $F_n = \frac{X_n}{n}$ vérifie :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(p - u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} \leq F_n \leq p + u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha$$

où u_α vérifie $P(-u_\alpha \leq Z \leq u_\alpha) = 1 - \alpha$ pour Z suivant la loi $\mathcal{N}(0; 1)$.

e- Intervalle de fluctuation

Pour $\alpha = 0,05$, $u_{0,05} = 1,96$. On en déduit que lorsque $n \geq 30$, $np \geq 5$ et $n(1-p) \geq 5$, la fréquence de succès F_n fluctue avec une probabilité de 0,95 dans l'intervalle :

$$\left[p - 1,96 \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} ; p + 1,96 \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} \right]$$

C'est l'intervalle de fluctuation asymptotique à 95 % de F_n .

III- Estimation du paramètre p d'une loi $\mathcal{B}(n; p)$

On souhaite déterminer la probabilité de succès p d'une épreuve de Bernoulli à partir de la réalisation de n expériences identiques et indépendantes.

Soit X_n le nombre de succès parmi les n expériences. Un estimateur naturel de p est donné par :

$$F_n = \frac{X_n}{n}$$

Quelle est alors la fiabilité de l'estimateur F_n .

La réponse donnée généralement est de proposer un *intervalle de confiance* de la probabilité p .

1- Définition

Soit $\alpha \in]0; 1]$. Un intervalle de confiance au niveau $1 - \alpha$ pour l'estimateur de p est un intervalle, noté IC , qui ne s'exprime qu'en fonction de F_n et n , tel que $P(p \in IC) \geq 1 - \alpha$.

2- Proposition

Supposons que les conditions suivantes sont vérifiées : $n \geq 30$, $np \geq 5$ et $n(1-p) \geq 5$.

L'intervalle de confiance au niveau asymptotique 95 % pour l'estimation de p est donné par :

$$IC = \left[F_n - \frac{1}{\sqrt{n}} ; F_n + \frac{1}{\sqrt{n}} \right]$$