
Introduction

Jeu de fléchette : on lance une fléchette au hasard, mais on atteint toujours la cible ! On note X l'abscisse de la fléchette.

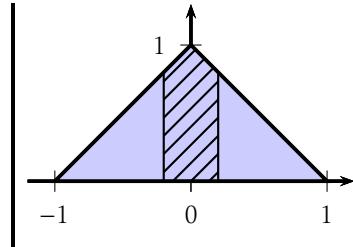
L'univers Ω associé à cette expérience est donc l'intervalle $[a; b]$ des abscisses possibles.

X est une.....

- **Cible 1**

triangle isocèle basé sur $[-1; 1]$, et de sommet $(0; 1)$.

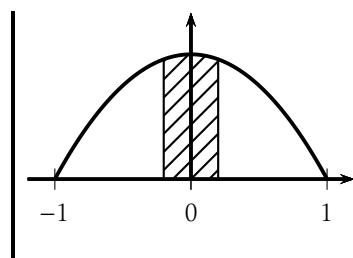
Calculer la probabilité $P(-0,2 \leq X \leq 0,2)$.



- **Cible 2**

arc de parabole basé sur $[-1; 1]$. On veut que l'aire de la cible soit égale à 1

- Donner l'expression de la fonction f .
- Calculer la probabilité $P(-0,2 \leq X \leq 0,2)$.



- **Cible diverses** Trouver d'autres fonctions f positives et continues sur un

intervalle $[a; b]$ telles que $\int_a^b f(x) dx = 1$

1. Variable aléatoire - Loi à densité

1.1 Loi à densité

Soit $[a; b]$ un intervalle de \mathbb{R} et f une fonction.....

On définit une loi de probabilité sur l'intervalle $[a; b]$ modélisant le choix d'un réel $x \in [c; d]$ avec $[c; d] \subset [a; b]$ en posant : $P(x \in [c; d]) = \int_c^d f(t) dt.$

f est.....

1.2 Espérance

Soit X une variable aléatoire continue, à valeurs dans l'intervalle $[a; b]$ et dont la densité associée est f .

L'espérance de X se calcule de la façon suivante :

2. Loi uniforme

2.1 Définition et propriétés

La loi uniforme est la loi de probabilité définie sur l'intervalle..... par

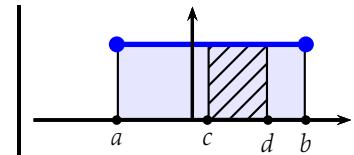
Si X est une variable aléatoire continue suivant la loi uniforme sur $[a; b]$,

• si \bar{I} est le complémentaire de I dans $[a; b]$, alors.....

...

• $P(X \in [c; d]) = P(c \leq X \leq d) = P_{X \geq c}(X \leq d)$

2.1 exercices
p 414 n° 18 : loi uniforme / prob
cond
p 414 n° 20 : loi uniforme / prob
cond



2.2 Espérance

Par définition : $E(X) = \int_a^b t f(t) dt$

| 2.2 exercices _____

| p 414 n° 19 : loi uniforme /
espérance

3. Loi exponentielle

3.1 Définition et propriété

Soit $\lambda > 0$, la loi exponentielle de est la loi de

probabilité définie sur par

.....

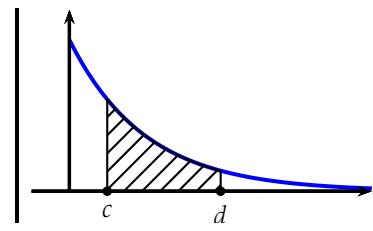
Si X est une variable aléatoire continue suivant la loi exponentielle de paramètre λ

• $P(X \in [c; d]) = \dots = \dots =$

$$\int_c^d \lambda e^{-\lambda t} dt$$

• pour tout réel $a > 0$, $P(X \geq a) = P(X > a) = \dots$

• pour tout réel $a > 0$, $P(X \leq a) = P(X < a) = \dots$



Durée de vie sans vieillissement : Sachant que X a déjà « vécu » t unités de temps, quelle est la probabilité que X « vive » encore h unités de temps ?

| 3.1 exercices _____

| p 414 n° 21 : loi expo / répartition /
lecture graphique

| p 414 n° 23 : loi expo / répartition /
calcul

| p 414 n° 25 : loi expo / sans
vieillissement

3.2 Espérance

$$E(X) = \dots$$

4. Loi normale

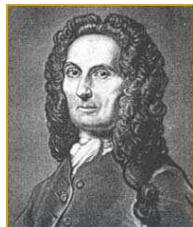
4.1 Loi normale centrée réduite

La loi normale centrée réduite notée..... est la loi de probabilité

définie sur..... par :



J. Bernoulli



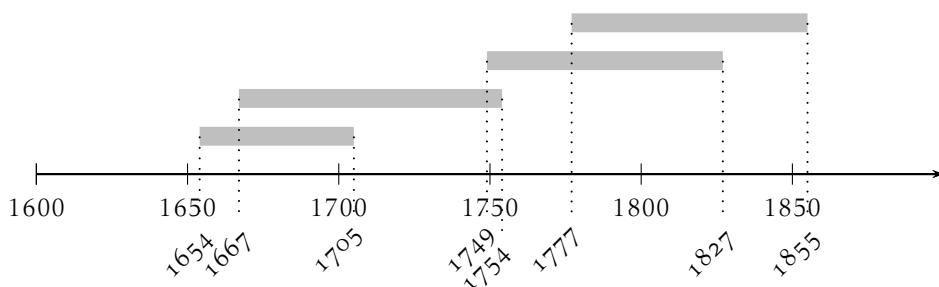
A. de Moivre



P-S. de Laplace



C-F. Gauss



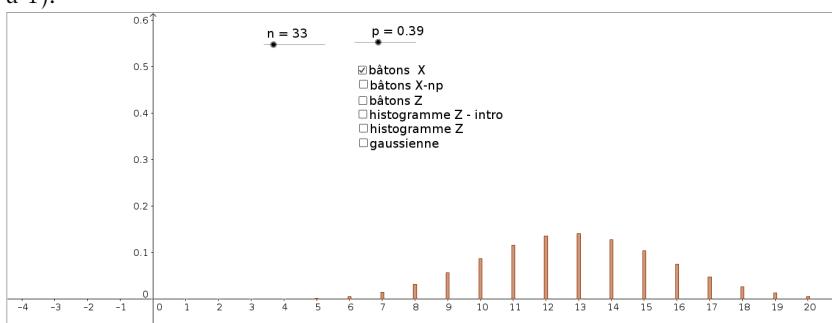
[^ Animation](#)

GGB :

- loi binomiale : $X_n \sim \mathcal{B}(n; p)$ - diagramme en bâtons : la hauteur du bâton représente..... (comme k est entier, les valeurs de X_n vont de.....).

on sait que $\mu = \dots$ et $\sigma = \dots$

quand n augmente, l'étendue du graphique augmente et la hauteur de chaque bâton est réduite (la somme des probas doit toujours être égale à 1).



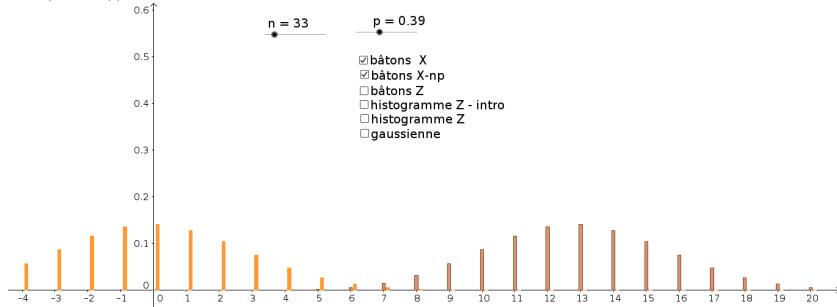
1– Jacques Bernoulli <https://www.mathematik.ch>

Abraham de Moivre <http://web.calstatela.edu/curvebank/jabernoulli/jabernoulli.htm>

Pierre-Simon de Laplace <http://www.math.unicaen.fr/~reyssat/laplace/imagerie.htm>

Carl-Friedrich Gauss <https://www.britannica.com/biography/Carl-Friedrich-Gauss>

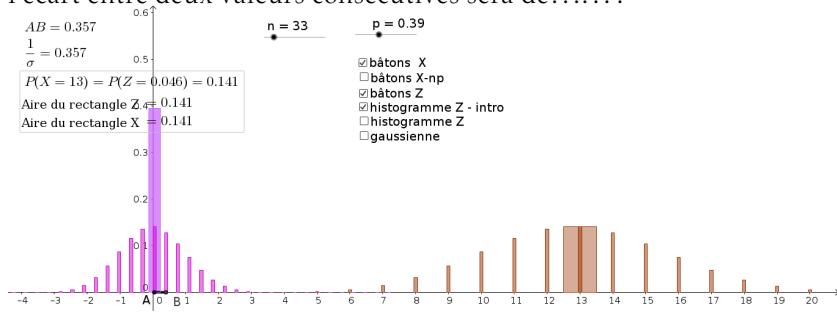
- pour recentrer, il suffit de poser $Y_n = X_n - np$ (mais l'étendue est toujours de $(n + 1)$).



- pour réduire l'étendue on peut diviser par σ : on obtient $Z_n = \dots$

....

l'écart entre deux valeurs consécutives sera de

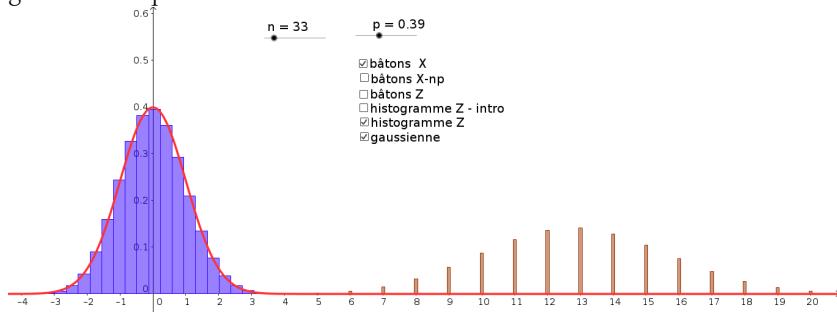


- pour qu'un rectangle de base $\frac{1}{\sigma}$, centré en $\frac{k - np}{\sigma}$ ait une aire qui vaut

$$P(X = k) = P\left(Z = \frac{k - np}{\sigma}\right), \text{ il faut que sa hauteur soit } \sigma \times P(X = k).$$

la somme des aires des rectangles vaut donc....

on remarque que l'aire de l'histogramme obtenu tend vers l'aire sous la gaussienne quand n tend vers l'infini.



Théorème de Moivre-Laplace

Soit X_n une variable aléatoire qui suit.....

....., on pose.....,

alors $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(a \leq Z_n \leq b) = \dots$

.....

4.2 Espérance

$X \sim \mathcal{N}(0;1)$ on a alors $E(X) = 0$ et $V(X) = 1$ ($V(X) = \sigma_X^2$ est la variance de X).

4.3 Propriétés

L'aire du domaine délimité par la courbe de $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ et l'axe des abscisses, pour $x \in]-\infty; +\infty[$ vaut 1.

Avec du bon sens (démonstration dans le document suivant), l'aire du domaine compris entre la courbe, l'axe des abscisses et les droites d'équations $x = a$ et $x = b$ est un réel $\alpha \in]0;1[$.

On remarque que $(1 - \alpha) \in \dots \dots \dots$

Quelque soit $\alpha \in]0;1[$, on peut toujours trouver $a = -u_\alpha$ et $b = u_\alpha$ tels $P(a \leq X \leq b) = 1 - \alpha$.

Théorème : Soit X une variable aléatoire suivant.....

.....

Pour tout réel $\alpha \in]0;1[$, il existe..... tel que

.....

Valeurs particulières

- pour $\alpha = 0,05$, on trouve $u_\alpha \approx 1,96$, donc $P(-1,96 \leq X \leq 1,96) = \dots \dots \dots$
- pour $\alpha = 0,01$, on trouve $u_\alpha \approx 2,58$, donc $P(-2,58 \leq X \leq 2,58) = \dots \dots \dots$

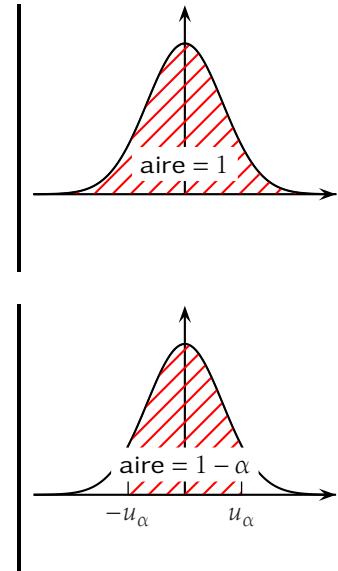
4.4 Loi normale $\mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$

Soient $\mu \in \mathbb{R}$ et $\sigma > 0$, la variable aléatoire X suit la loi normale $\mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$ si...

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

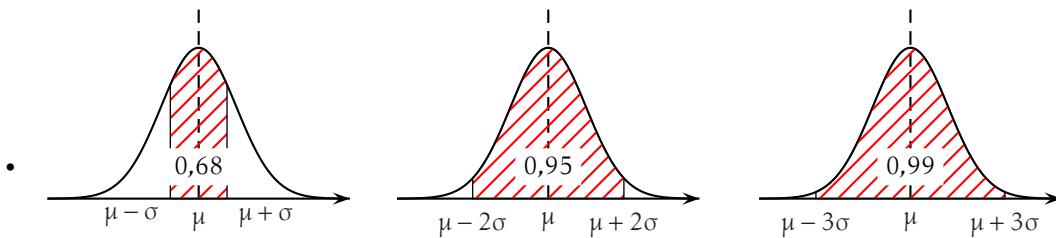
Dans ce cas :

- $E(X) = \dots$ et $V(X) = \dots$
- la courbe admet la droite d'équation..... comme axe de symétrie.



4.4 exercices

- | p 415 n° 30 : loi normale ($a \leq X \leq b$)
- | p 415 n° 32 : loi normale ($X \geq b$)
- | p 416 n° 34 : lecture graphique
- | p 416 n° 35 : lecture graphique



$$P(X \in [\mu - \sigma; \mu + \sigma]) \approx 0,68 \quad P(X \in [\mu - 2\sigma; \mu + 2\sigma]) \approx 0,95 \quad P(X \in [\mu - 3\sigma; \mu + 3\sigma]) \approx 0,99$$

4.5 Exercices du bac

4.5.1 d'après Amérique du Nord, juin 2016

- Une étude statistique conduit à modéliser le diamètre d'une bille prélevée au hasard dans la production de la machine B par une variable aléatoire X qui suit une loi normale d'espérance $\mu = 1$ et d'écart-type $\sigma = 0,055$.

Calculer que la probabilité qu'une bille produite par la machine B soit vendable (une bille est vendable si son diamètre est compris entre 0,9 cm et 1,1 cm).

- De la même façon, le diamètre d'une bille prélevée au hasard dans la production de la machine A est modélisé à l'aide d'une variable aléatoire Y qui suit une loi normale d'espérance $\mu = 1$ et d'écart-type σ' , σ' étant un réel strictement positif.

Sachant que $P(0,9 \leq Y \leq 1,1) = 0,98$, déterminer une valeur approchée au millième de σ' .

Des remarques pleines de bons sens que vous avez eues

- on remarque que la proba cherchée est 0,98, or dans le cours il est dit que si la proba est environ 0,99 alors « on est à 3 sigma », donc ici on peut supposer que $\sigma' \approx \frac{0,1}{3} \approx 0,033$.
- à l'aide de la calculatrice : utilisation du mode « table ». demander les valeurs de la fonction :
 - $\sigma \mapsto \text{NormCD}(0,9, 1,1, X, 10)$ (pour Casio)
 - $\sigma \mapsto \text{NormCD}(0,9, 1,1, 10, X)$ (pour Ti)
 puis chercher dans le tableau de valeur l'antécédent de 0,98.
- à l'aide de la calculatrice : utilisation du mode « graphique », puis résolution graphique à l'aide du mode « trace » ou du mode « solver »
- à l'aide de la calculatrice : utilisation du mode « solver »

4.5.2 d'après Métropole, septembre 2016

Une personne est dite en hypoglycémie si sa glycémie à jeun est inférieure à $60 \text{ mg} \cdot \text{dL}^{-1}$ et elle est en hyperglycémie si sa glycémie à jeun est supérieure à $110 \text{ mg} \cdot \text{dL}^{-1}$. La glycémie à jeun est considérée comme « normale » si elle est comprise entre $70 \text{ mg} \cdot \text{dL}^{-1}$ et $110 \text{ mg} \cdot \text{dL}^{-1}$. Les personnes ayant un taux de glycémie compris entre 60 et $70 \text{ mg} \cdot \text{dL}^{-1}$ ne font pas l'objet d'un suivi particulier.

On choisit au hasard un adulte dans cette population. Une étude a permis d'établir que la probabilité qu'il soit en hyperglycémie est $0,052 \times 10^{-3}$ près. Dans la suite on admettra que cette probabilité est égale à 0,052.

On modélise la glycémie à jeun, exprimée en $\text{mg} \cdot \text{dL}^{-1}$, d'un adulte d'une population donnée, par une variable aléatoire X qui suit une loi normale d'espérance μ et d'écart-type σ .

On donne ci-dessous la représentation graphique de la densité de probabilité de la variable aléatoire X.

1. Quelle est la probabilité que la personne choisie ait une glycémie à jeun « normale » ?
2. Déterminer la valeur de σ arrondie au dixième.
3. Dans cette question, on prend $\sigma = 12$. Calculer la probabilité que la personne choisie soit en hypoglycémie.

