Probabilités II

L1 Compta-Gestion / MIASHS

Guillaume CONNAN

Université Catholique de l'Ouest - Rezé

7 avril 2019



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme Fonction de répartition Densité de probabilité Espérance et variance

Lois normales

Histoire Généralités Loi normale centrée réduite N(0;1)Utilisation de la loi normale centrée réduite Largeur de la cloche Approximation d'une loi binomiale par une loi normale

Exercices



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme Fonction de répartition Densité de probabilité Espérance et variance

Lois normales

Histoire
Généralités
Loi normale centrée réduite N(0; 1)
Utilisation de la loi normale centrée réduite
Largeur de la cloche
Approximation d'une loi binomiale pa



└Notion de continuité

Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité

Modélisation du choix d'un nombre dans [0, 1] -

Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme

Fonction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

Histoire

Généralités

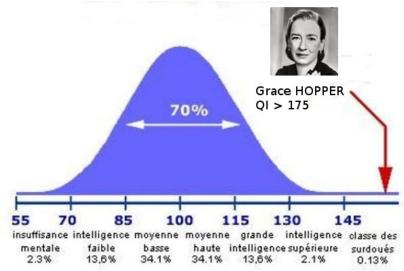
Loi normale centrée réduite N(0;1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale





└ Notion de continuité

Nous avons étudié pour l'instant uniquement des variables aléatoires pouvant prendre des valeurs isolées, surtout des nombres entiers.



- Nous avons étudié pour l'instant uniquement des variables aléatoires pouvant prendre des valeurs isolées, surtout des nombres entiers.
- ▶ Cependant, on est souvent amené dans les domaines industriels et économiques à étudier des variables aléatoires pouvant prendre, au moins théoriquement, n'importe quelle valeur dans R ou dans un intervalle de R



Un exemple de variable aléatoire continue
Notion de continuité

les dimensions d'un objet;



Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité

- les dimensions d'un objet;
- la durée de vie d'un matériel;



Un exemple de variable aléatoire continue
Notion de continuité

- les dimensions d'un objet;
- la durée de vie d'un matériel;
- une distance parcourue;



└ Notion de continuité

- ▶ les dimensions d'un objet;
- la durée de vie d'un matériel;
- une distance parcourue;
- une quantité de matière ou une masse.



└ Notion de continuité

- ▶ les dimensions d'un objet;
- la durée de vie d'un matériel;
- une distance parcourue;
- une quantité de matière ou une masse.



- les dimensions d'un objet;
- la durée de vie d'un matériel;
- une distance parcourue;
- une quantité de matière ou une masse.

Les évènements que l'on étudie sont définis par des inéquations et non des équations.



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans $\left[0,1\right]$ - Loi uniforme

Fonction de répartition
Densité de probabilité

Lois normales

C/ / III/

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0; 1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale Exercices



▶ Calculons la probabilité qu'un nombre quelconque du segment [0,1] se trouve dans un certain intervalle [a,b] inclus dans [0,1];



- ➤ Calculons la probabilité qu'un nombre quelconque du segment [0,1] se trouve dans un certain intervalle [a, b] inclus dans [0,1];
- on peut subdiviser le segment [0,1] en 100 petits segments de même longueur Δx (1mm par exemple);



- ➤ Calculons la probabilité qu'un nombre quelconque du segment [0,1] se trouve dans un certain intervalle [a, b] inclus dans [0,1];
- on peut subdiviser le segment [0,1] en 100 petits segments de même longueur Δx (1mm par exemple);
- La probabilité qu'un nombre se trouve dans l'une des subdivisions vaut donc 1/100 compte-tenu de l'uniformité de la répartition.



Notons $n_{a,b}$ le nombre de subdivisions recouvertes par [a,b] et $\lambda([a,b])$ la longueur du segment [a,b];



- Notons $n_{a,b}$ le nombre de subdivisions recouvertes par [a,b] et $\lambda([a,b])$ la longueur du segment [a,b];
- Notons P([a, b]) la probabilité que le nombre se trouve dans le segment [a, b];



- Notons $n_{a,b}$ le nombre de subdivisions recouvertes par [a,b] et $\lambda([a,b])$ la longueur du segment [a,b];
- Notons P([a, b]) la probabilité que le nombre se trouve dans le segment [a, b];



- Notons $n_{a,b}$ le nombre de subdivisions recouvertes par [a,b] et $\lambda([a,b])$ la longueur du segment [a,b];
- Notons P([a, b]) la probabilité que le nombre se trouve dans le segment [a, b];



- Notons $n_{a,b}$ le nombre de subdivisions recouvertes par [a,b] et $\lambda([a,b])$ la longueur du segment [a,b];
- Notons P([a, b]) la probabilité que le nombre se trouve dans le segment [a, b];
- Alors $P([a, b]) = \frac{n_{a,b} \times \Delta x}{100 \times \Delta x} = \frac{n_{a,b}}{100}$;
- . On s'aperçoit que P([a,b]) est indépendante de l'unité Δx choisie par proportionnalité;



- Notons $n_{a,b}$ le nombre de subdivisions recouvertes par [a,b] et $\lambda([a,b])$ la longueur du segment [a,b];
- Notons P([a, b]) la probabilité que le nombre se trouve dans le segment [a, b];
- ► Alors $P([a,b]) = \frac{n_{a,b} \times \Delta x}{100 \times \Delta x} = \frac{n_{a,b}}{100}$;
- . On s'aperçoit que P([a,b]) est indépendante de l'unité Δx choisie par proportionnalité;
- donc

$$P([a,b]) = \frac{\lambda([a,b])}{\lambda([0,1])}$$



▶ On peut ainsi faire tendre Δx vers 0 pour obtenir un modèle continu;



continu;

- On peut ainsi faire tendre Δx vers 0 pour obtenir un modèle
- on se rappelle que $\lambda([a,b]) = \int_a^b 1 dx$



- ▶ On peut ainsi faire tendre Δx vers 0 pour obtenir un modèle continu;
- on se rappelle que $\lambda([a,b]) = \int_a^b 1 dx$
- ► Finalement

$$P([a,b]) = \frac{\int_{a}^{b} 1 \, dx}{\int_{0}^{1} 1 \, dx}$$



- ▶ On peut ainsi faire tendre Δx vers 0 pour obtenir un modèle continu;
- on se rappelle que $\lambda([a,b]) = \int_a^b 1 dx$
- ► Finalement

$$P([a,b]) = \frac{\int_{a}^{b} 1 \, dx}{\int_{0}^{1} 1 \, dx}$$



- ▶ On peut ainsi faire tendre Δx vers 0 pour obtenir un modèle continu;
- on se rappelle que $\lambda([a,b]) = \int_a^b 1 dx$
- Finalement

$$P([a,b]) = \frac{\int_a^b 1 \, dx}{\int_0^1 1 \, dx} = \frac{b-a}{1-0}$$



➤ Cette loi de probabilité sur [0,1], qu'on appelllera **loi uniforme** sur [0,1], est associée à une fonction constante (dans le cas présent la fonction constante et égale à 1) qui caractérise la probabilité;



- Cette loi de probabilité sur [0,1], qu'on appelllera loi uniforme sur [0,1], est associée à une fonction constante (dans le cas présent la fonction constante et égale à 1) qui caractérise la probabilité;
- ▶ on l'appelle la **densité** de *P* ;



- Cette loi de probabilité sur [0,1], qu'on appelllera loi uniforme sur [0,1], est associée à une fonction constante (dans le cas présent la fonction constante et égale à 1) qui caractérise la probabilité;
- ▶ on l'appelle la **densité** de *P* ;
- On notera alors

$$P(a \le X \le b) = \frac{\int_a^b 1 \, dx}{\int_0^1 1 \, dx}$$



Fonction de répartition

Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme

Fonction de répartition

Densité de probabilit

Espérance et variance

Lois normales

Histoire

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0:1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale



 Comme on travaille sur des intervalles, la fonction de répartition de la variable aléatoire étudiée sera alors essentielle.
 Traditionnellement notée F, elle est justement définie par

$$F(a) = P(X \leq a)$$

pour a dans l'intervalle de définition de X.



Définition (Fonction de répartition)

Soit une loi de probabilité p sur I = [a, b] et de densité f.

Soit X une variable aléatoire à valeurs dans I suivant la loi de probabilité P.

On appelle fonction de répartition de la variable aléatoire \boldsymbol{X} la fonction F définie sur l par

$$F(x) = P(a \le X \le x) = \int_a^x f(t) dt$$



Un exemple de variable aléatoire continue
Fonction de répartition

Exemple



Exemple

$$P(X \le 0) = F(0);$$



$$P(X \le 0) = F(0);$$

$$P(-5,7 < X \le 15,9) = F(15,9) - F(-5,7);$$



$$P(X \le 0) = F(0);$$

$$P(-5,7 < X \le 15,9) = F(15,9) - F(-5,7);$$

►
$$P(X \ge 20,54) = 1 - F(20,54)$$
.



└ Densité de probabilité

Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0, 1] - Loi uniforme

Ennction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

Histoire

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0:1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale





La fonction de répartition est souvent donnée par une intégrale.



- La fonction de répartition est souvent donnée par une intégrale.
- Étudions par exemple la variable aléatoire X dont la fonction de répartition est

$$\begin{cases} \forall x < 0 & F(x) = 0; \\ \forall x \ge 0 & F(x) = \int_0^x 0,002e^{-0,002t} dt. \end{cases}$$



- La fonction de répartition est souvent donnée par une intégrale.
- Étudions par exemple la variable aléatoire X dont la fonction de répartition est

$$\begin{cases} \forall x < 0 & F(x) = 0; \\ \forall x \ge 0 & F(x) = \int_0^x 0,002e^{-0,002t} dt. \end{cases}$$

▶ La fonction intervenant dans cette intégrale, notée f, est appelée densité de probabilité de la variable X.



- La fonction de répartition est souvent donnée par une intégrale.
- Étudions par exemple la variable aléatoire X dont la fonction de répartition est

$$\begin{cases} \forall x < 0 & F(x) = 0; \\ \forall x \ge 0 & F(x) = \int_0^x 0,002e^{-0,002t} dt. \end{cases}$$

- La fonction intervenant dans cette intégrale, notée f, est appelée densité de probabilité de la variable X.
- La fonction de répartition F est en fait une primitive de f.



Théorème

Si a et b sont deux réels de l'ensemble de définition de X, alors

$$P(a \le X \le b) = F(b) - F(a) = \int_a^b f(t) dt.$$



Un exemple de variable aléatoire continue
Densité de probabilité

Remarque



Remarque

La probabilité de l'univers, c'est à dire de R ou de l'intervalle de R étudié est forcément égale à 1.



Remarque

- ▶ La probabilité de l'univers, c'est à dire de R ou de l'intervalle de R étudié est forcément égale à 1.
- ▶ Ainsi, pour une variable aléatoire définie sur *R*, sa densité de probabilité doit vérifier

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



- La probabilité de l'univers, c'est à dire de R ou de l'intervalle de R étudié est forcément égale à 1.
- ▶ Ainsi, pour une variable aléatoire définie sur R, sa densité de probabilité doit vérifier

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

• On peut vérifier cette propriété en étudiant séparément $\int_0^x f(t)dt$ et $\int_{x}^{0} f(t)dt$ puis leurs limites respectives quand x tend vers $+\infty$ et $-\infty$.



Espérance et variance

Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme

Canatian da

Doneitá do probabilitá

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

HISTOIRE

_iénéralités

Loi normale centrée réduite N(0:1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale



Théorème

L'espérance mathématique d'une variable aléatoire X définie par une densité de probabilité est donnée par la formule

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



Un exemple de variable aléatoire continue
Espérance et variance

▶ Pour calculer la variance, on utilisera la plupart du temps le théorème de König-Huyghens :



- ▶ Pour calculer la variance, on utilisera la plupart du temps le théorème de König-Huyghens :
- la variance est égal àl'espérance du carré moins le carré de l'espérance.



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme Fonction de répartition Densité de probabilité

Lois normales

Histoire Généralités Loi normale centrée réduite N(0;1)Utilisation de la loi normale centrée réduite Largeur de la cloche Approximation d'une loi binomiale par une loi normale

Exercice:



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité

Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme

Fonction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

Histoire

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0:1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale



Lois normales

▶ Idée de la « normalité »



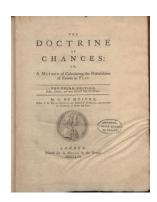
- ▶ Idée de la « normalité »
- beaucoup de données autour de la moyenne



- ▶ Idée de la « normalité »
- beaucoup de données autour de la moyenne
- le nombre de données diminue à mesure qu'on s'en éloigne







$$f(x) = ae^{-bx^2}$$

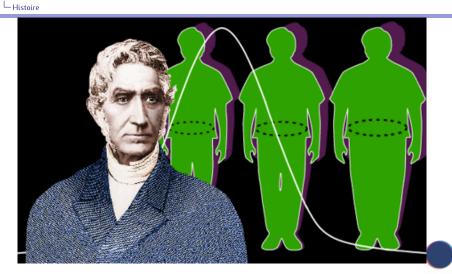






$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$



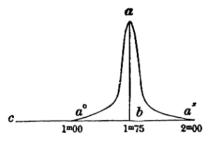




260

ANTHROPOMÉTRIE.

En ayant égard au tableau numérique précédent, la courbe qui représente 1000 hommes inscrits est la suivante; nous nous bornerons à donner la figure des nombres calculés, qui se confondrait sensiblement avec celle des nombres observés.





Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0, 1] - Loi

uniforme

Fonction de repartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

Généralités

Generalites

Loi normale centrée réduite N(0;1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale



Définition

On dit qu'une variable aléatoire X suit la loi normale $N(m;\sigma)$ de paramètres m et σ lorsque sa densité de probabilité est la fonction f définie par

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-m}{\sigma}\right)^{2}}.$$



Théorème

On admet que si X est une variable aléatoire suivant la loi normale $N(m;\sigma)$ alors

$$E(X) = m \ et \ \sigma(X) = \sigma.$$

Ainsi les paramètres d'une loi normale sont en fait son espérance mathématique et son écart-type.



Lois normales

Loi normale centrée réduite N(0;1)

Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0, 1] - Loi

Ennction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

Histoire

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0;1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale Exercices



Loi normale centrée réduite N(0;1)

Définition

La loi normale la plus simple est celle de moyenne m=0 et d'écart-type $\sigma=1$. On l'appelle loi normale centrée réduite. Sa fonction de répartition est souvent noté Π



Extrait de La Table

t	0,05	0,06	0,07
1,1	0,8749	0,8770	0,8790
1,2	0,8944	0,8962	0,8980
1,3	0,9115	0,9131	0,9147



Extrait de La Table

t	0,05	0,06	0,07
1,1	0,8749	0,8770	0,8790
1,2	0,8944	0,8962	0,8980
1,3	0,9115	0,9131	0,9147

Le nombre situé à l'intersection de la colonne 0,06 et de la ligne 1,3 est la valeur de la fonction de répartition de X pour t = 1, 3 + 0, 06 = 1, 36. Ainsi

$$\Pi(1,36) = P(X \le 1,36) = 0,9131.$$



Lois normales

Loi normale centrée réduite N(0;1)

CASIO

▶ OPTN F5 (STAT) F3 (DIST) F1 (NORM)



Lois normales

Loi normale centrée réduite N(0;1)

CASIO

- ▶ OPTN F5 (STAT) F3 (DIST) F1 (NORM)
- Ncd



-Lois normales

Loi normale centrée réduite N(0;1)

CASIO

- ▶ OPTN F5 (STAT) F3 (DIST) F1 (NORM)
- Ncd
- Valeur inférieure, valeur supérieure, écart-type, moyenne



Loi normale centrée réduite N(0;1)

CASIO

- ▶ OPTN F5 (STAT) F3 (DIST) F1 (NORM)
- Ncd
- Valeur inférieure, valeur supérieure, écart-type, moyenne
- $ightharpoonup -10^{99}$, 1.36 , 1 , 0 EXE



Loi normale centrée réduite N(0;1)

CASIO

- ▶ OPTN F5 (STAT) F3 (DIST) F1 (NORM)
- Ncd
- Valeur inférieure, valeur supérieure, écart-type, moyenne
- -10^{99} , 1.36 , 1 , 0 EXE
- ▶ 0.9130850381



Lois normales

Loi normale centrée réduite N(0;1)

ΤI





normalcdf(A,B,MO Y,ECTYP)



Parité de la loi centrée réduite Comme la densité de probabilité de la loi normale centrée réduite est une fonction paire, on a :

$$\Pi(-t) = P(X < -t)$$

$$= P(X > t)$$

$$= 1 - P(X < t)$$

$$= 1 - \Pi(t).$$



Parité de la loi centrée réduite Comme la densité de probabilité de la loi normale centrée réduite est une fonction paire, on a :

$$\Pi(-t) = P(X < -t)$$

$$= P(X > t)$$

$$= 1 - P(X < t)$$

$$= 1 - \Pi(t).$$



Parité de la loi centrée réduite Comme la densité de probabilité de la loi normale centrée réduite est une fonction paire, on a :

$$\Pi(-t) = P(X < -t)$$

$$= P(X > t)$$

$$= 1 - P(X < t)$$

$$= 1 - \Pi(t).$$

Théorème

On déduit de la proposition précédente que

$$P(-t < X < t) = P(X < t) - P(X < -t)$$

$$= \Pi(t) - \Pi(-t)$$

$$= \Pi(t) - (1 - \Pi(t))$$

$$= 2\Pi(t) - 1$$



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité

Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme

Fonction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

nisioire

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0:1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale Exercices



Si une variable aléatoire X suit la loi normale $N(m; \sigma)$ de moyenne m et d'écart-type σ alors la variable aléatoire

$$Y = \frac{X - m}{\sigma}$$

suit la loi normale centrée réduite N(0;1).





• On pose
$$Y = \frac{X - m}{\sigma} = \frac{X - 12}{3}$$
;



- On pose $Y = \frac{X m}{\sigma} = \frac{X 12}{3}$;
- Y suit la loi normale centrée réduite;



- On pose $Y = \frac{X m}{\sigma} = \frac{X 12}{3}$;
- Y suit la loi normale centrée réduite;
- L'événement X < 16 est alors équivalent à $Y < \frac{16-12}{3} = \frac{4}{3}$;



- On pose $Y = \frac{X m}{\sigma} = \frac{X 12}{3}$;
- Y suit la loi normale centrée réduite;
- L'événement X < 16 est alors équivalent à $Y < \frac{16-12}{3} = \frac{4}{3}$;
- ▶ donc $P(X < 3) = P(Y < 1,33) = \Pi(1,33) = 0,908 2;$



- On pose $Y = \frac{X m}{\sigma} = \frac{X 12}{3}$;
- Y suit la loi normale centrée réduite;
- L'événement X < 16 est alors équivalent à $Y < \frac{16-12}{3} = \frac{4}{3}$;
- ▶ donc $P(X < 3) = P(Y < 1,33) = \Pi(1,33) = 0,908 2$;
- ▶ L'événement 9 < X < 15 est alors équivalent à -1 < Y < 1;



- On pose $Y = \frac{X m}{\sigma} = \frac{X 12}{3}$;
- Y suit la loi normale centrée réduite;
- L'événement X < 16 est alors équivalent à $Y < \frac{16-12}{3} = \frac{4}{3}$;
- ▶ donc $P(X < 3) = P(Y < 1,33) = \Pi(1,33) = 0,908 2$;
- L'événement 9 < X < 15 est alors équivalent à -1 < Y < 1;
- donc

$$P(9 < X < 15) = P(-1 < Y < 1)$$

$$= \Pi(1) - \Pi(-1)$$

$$= \Pi(1) - (1 - \Pi(1))$$

$$= 2\Pi(1) - 1 = 0,682 6.$$



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0, 1] - Loi uniforme

Fonction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

nisioire

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0:1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

Largeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale

Exercices



—**Lois normales** └─Largeur de la cloche

Théorème

Si X suit la loi normale de paramètres m et σ , alors



Si X suit la loi normale de paramètres m et σ , alors

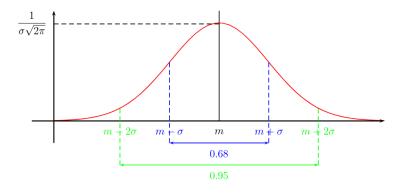
$$P(m-\sigma \le X \le m+\sigma) \approx 0,68.$$



Si X suit la loi normale de paramètres m et σ , alors

- $P(m \sigma \le X \le m + \sigma) \approx 0,68.$
- $P(m-2\sigma \le X \le m+2\sigma) \approx 0,95.$







Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Modélisation du choix d'un nombre dans [0,1] - Loi uniforme

Ennction de répartition

Densité de probabilité

Espérance et variance

Lois normales

HISTOLIE

Généralités

Loi normale centrée réduite N(0; 1)

Utilisation de la loi normale centrée réduite

argeur de la cloche

Approximation d'une loi binomiale par une loi normale



Si n est « grand » et p est assez éloigné de 0 et 1 alors la loi binomiale B(n;p) peut être approchée par la loi normale $N(m;\sigma)$, où m=np et $\sigma=\sqrt{np(1-p)}$.



Sommaire

Un exemple de variable aléatoire continue

Notion de continuité
Modélisation du choix d'un nombre
dans [0, 1] – Loi uniforme
Fonction de répartition
Densité de probabilité
Eggérages et variance

Lois normales

Histoire
Généralités
Loi normale centrée réduite N(0;1)
Utilisation de la loi normale centrée réduite
Largeur de la cloche
Approximation d'une loi binomiale pa une loi normale

Exercices





1.
$$P(X \le 1, 27)$$
;



- 1. $P(X \le 1, 27)$;
- 2. $P(X \ge 0, 84)$;



- 1. $P(X \le 1, 27)$;
- 2. $P(X \ge 0, 84)$;
- 3. $P(X \le -1,58)$;



Déterminer grâce à la table de la fonction intégrale de la loi centrée réduite les probabilités suivantes. On les exprimera auparavant à l'aide de la fonction Π .

1. $P(X \le 1, 27)$;

4. $P(0, 25 \le X \le 1, 25)$;

- 2. $P(X \ge 0, 84)$;
- 3. $P(X \le -1,58)$;



Déterminer grâce à la table de la fonction intégrale de la loi centrée réduite les probabilités suivantes. On les exprimera auparavant à l'aide de la fonction Π .

1. $P(X \le 1, 27)$;

4. $P(0, 25 \le X \le 1, 25)$;

- 2. $P(X \ge 0, 84)$;
- 3. $P(X \le -1,58)$;

5. $P(-0,93 \le X \le 0,93)$.



Exercices

Exemple

Exprimer $P(t_1 \le X \le t_2)$, $P(X \le -t)$ et $P(-t \le X \le t)$ à l'aide de la fonction Π .



Exercices

Exemple



1.
$$P(X \le 28)$$
;



Exercices

Exemple

- 1. $P(X \le 28)$;
- 2. $P(X \ge 28)$;



- 1. $P(X \le 28)$;
- 2. $P(X \ge 28)$;
- 3. $P(X \ge 20)$;



Une variable aléatoire X suit la loi normale N(20; 5). Calculer, en utilisant la machine ou la table du formulaire :

1. $P(X \le 28)$;

4. $P(X \ge 12)$;

- 2. $P(X \ge 28)$;
- 3. $P(X \ge 20)$;



Une variable aléatoire X suit la loi normale N(20; 5). Calculer, en utilisant la machine ou la table du formulaire :

1. $P(X \le 28)$;

4. $P(X \ge 12)$;

- 2. $P(X \ge 28)$;
- 3. $P(X \ge 20)$;

5. $P(12 \le X \le 28)$.





On jette dix fois de suite une pièce de monnaie équilibrée. On note X la variable aléatoire qui à chaque partie associe le nombre d'apparitions du côté « face » obtenu.

 Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.



- 1. Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».



- Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».
- 3. On décide d'approcher la loi de la variable aléatoire discrète X par une loi normale de paramètres m et σ .



- Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».
- 3. On décide d'approcher la loi de la variable aléatoire discrète X par une loi normale de paramètres m et σ .
 - 3.1 Déterminer les valeurs appropriées de m et σ .



- Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».
- 3. On décide d'approcher la loi de la variable aléatoire discrète X par une loi normale de paramètres m et σ .
 - 3.1 Déterminer les valeurs appropriées de m et σ .
 - 3.2 En utilisant l'approximation, calculer de nouveau la probabilité P(E).



- Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».
- 3. On décide d'approcher la loi de la variable aléatoire discrète X par une loi normale de paramètres m et σ .
 - 3.1 Déterminer les valeurs appropriées de m et σ .
 - 3.2 En utilisant l'approximation, calculer de nouveau la probabilité P(E).



- Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».
- 3. On décide d'approcher la loi de la variable aléatoire discrète X par une loi normale de paramètres m et σ .
 - 3.1 Déterminer les valeurs appropriées de m et σ .
 - 3.2 En utilisant l'approximation, calculer de nouveau la probabilité P(E).
- 4. 4.1 Tracer le diagramme en bâtons de la fonction qui à t associe P(X = t) en utilisant une échelle convenable.



- Justifier que la loi de probabilité suivie par la variable aléatoire X est une loi binomiale dont on précisera les paramètres.
- Calculer la probabilité de l'événement E : « Le nombre d'apparitions du côté FACE est compris entre 3 et 6 inclus ».
- 3. On décide d'approcher la loi de la variable aléatoire discrète X par une loi normale de paramètres m et σ .
 - 3.1 Déterminer les valeurs appropriées de m et σ .
 - 3.2 En utilisant l'approximation, calculer de nouveau la probabilité P(E).
- 4. 4.1 Tracer le diagramme en bâtons de la fonction qui à t associe P(X = t) en utilisant une échelle convenable.
 - 4.2 Sur le graphique précédent, représenter la densité de probabilité de la loi normale $N(m;\sigma)$. Que constate-t-on?

