

# Statistiques pour les sciences (MAT-4681)

Arthur Charpentier

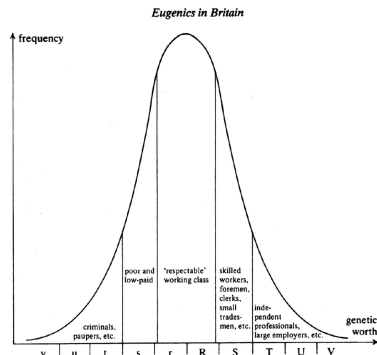
# 08 - La loi normale et les lois dérivées

été 2022

# Gaussian distribution

Legendre and Gauss (or Gauß) introduced the distribution as a *law of errors*...

Quetelet's average man  
Galton's view of British social structure (picture *Eugenics in Britain*)



*Galton needed to revolutionize this branch of mathematics, error theory and the use of the Gauss distribution as a distribution of errors from a mean value. A new statistical paradigm was needed, The Structure of Scientific Revolutions, Kuhn 1970.*

# Loi normale centrée & réduite

Loi normale / Gaussienne  $\mathcal{N}(0, 1)$

$X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , with density on  $\mathbb{R}$ ,

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{x^2}{2}\right]$$

Loi normale / Gaussienne  $\mathcal{N}(0, 1)$

Si  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ ,  $\mathbb{E}[X] = 0$  et  $\text{Var}[X] = 1$ .

# Gaussian Tables

In many applications we should solve

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z \exp\left[-\frac{x^2}{2}\right] dx = p$$

no simple analytical formula...

Need for a **standard normal table**

Hence  $\Phi(1.64) = 95\%$

and  $\Phi(1.96) = 97.5\%$ ,

$\Phi^{-1}(0.975) = 1.96$

$\Phi^{-1}(0.025) = -1.96$

```
1 > qnorm(.95)
2 [1] 1.644854
3 > qnorm(.975)
4 [1] 1.959964
```

Table n° 3.

VALEURS DE L'INTÉGRALE DÉFINIE  $P_z = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt$ , POUR DES  
VALEURS DE  $z$  EXPRIMÉES EN FONCTION DE  $\rho$  PRIS POUR UNITÉ.

$\frac{z}{\rho}$	$\frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt$	Différences	$\frac{z}{\rho}$	$\frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt$	Différences
0,0	0,000		2,5	0,908	
0,1	0,054	54	2,6	0,921	43
0,2	0,107	53	2,7	0,934	40
0,3	0,160	53	2,8	0,944	10
0,4	0,213	53	2,9	0,950	9
0,5	0,264	54	3,0	0,957	7
0,6	0,314	50	3,1	0,963	6
0,7	0,363	49	3,2	0,969	6
0,8	0,411	48	3,3	0,974	5
0,9	0,456	45	3,4	0,978	4
1,0	0,500	44	3,5	0,982	4
1,1	0,542	42	3,6	0,985	3
1,2	0,582	40	3,7	0,987	2
1,3	0,619	37	3,8	0,990	3
1,4	0,655	36	3,9	0,991	1
1,5	0,688	33	4,0	0,993	2
1,6	0,719	31	4,1	0,994	1
1,7	0,748	29	4,2	0,995	1
1,8	0,773	27	4,3	0,996	1
1,9	0,800	25	4,4	0,997	1
2,0	0,823	23	4,5	0,998	1
2,1	0,843	20	4,6	0,998	0
2,2	0,862	19	4,7	0,998	0
2,3	0,879	17	4,8	0,999	1
2,4	0,895	16	4,9	0,999	0
2,5	0,908	13	5,0	0,999	0

Cette table est indépendante de la précision des observations : elle donne la probabilité que l'erreur, pour une espèce quelconque d'observations, ne dépasse pas une certaine valeur exprimée en fonction de l'erreur probable.

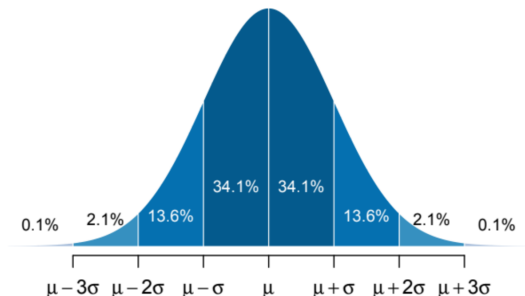
Elle montre que, sur 1000 erreurs, il en reste 54 au-dessous de 0,1 de l'erreur probable; 107 au-dessous de 0,2, etc. En d'autres termes, on peut parier 54 contre 946 que l'erreur que l'on commettra, dans une espèce quelconque d'observations, sera moindre que 0,1 de l'erreur probable; 107 contre 893 qu'elle sera moindre que 0,2 de l'erreur probable, etc.

# Gaussian distribution

Loi normale / Gaussienne  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ , with density on  $\mathbb{R}$ , for  $\mu \in \mathbb{R}$  and  $\sigma \in \mathbb{R}_{+\star}$

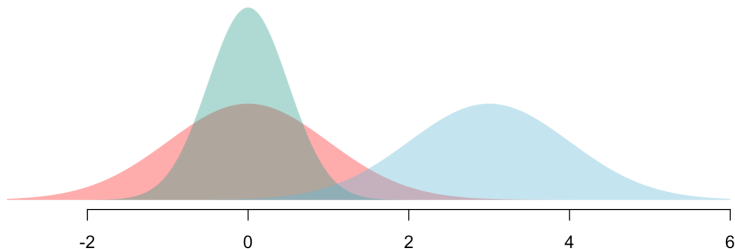
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$$



## Gaussian distribution

Si  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ ,  $\mathbb{E}(X) = \mu$  and  $\text{Var}(X) = \sigma^2$ .

Sur le dessin ci-dessous, il y a les densités de trois lois normales,  $\mathcal{N}(0, 1)$ ,  $\mathcal{N}(0, 0.5)$ ,  $\mathcal{N}(3, 1)$ .



Loi normale / centrée-réduite

Si  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  alors  $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1)$ .

# Central Limit Theorem

Let  $X_i \sim \mathcal{B}(p)$ ,

$$\mathbb{P}(X_i = 0) = 1 - p \text{ and } \mathbb{P}(X_i = 1) = p.$$

then  $X = X_1 + \dots + X_n \sim \mathcal{B}(n, p)$  (binomial distribution), for  $k = 0, 1, \dots, n$ ,

$$\mathbb{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \quad \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

then, when  $n$  is large enough

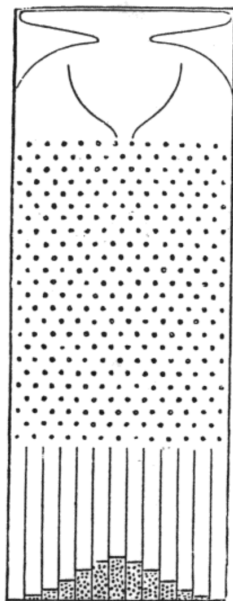
$$X \simeq \mathcal{N}(np, np(1-p))$$

or

$$\bar{X} = \frac{X}{n} \simeq \mathcal{N}\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$$

(picture [Quincunx](#), or Galton's box)

FIG. 7.



## Central Limit Theorem

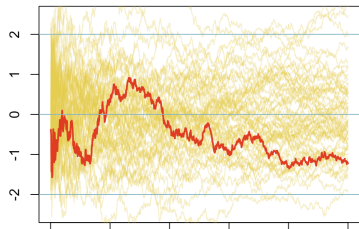
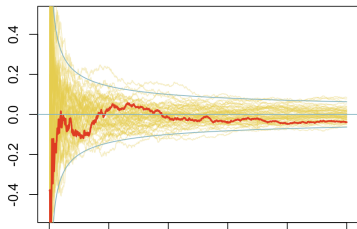
If  $X_1 \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$  and  $X_2 \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$  are independent,

$$X_1 + X_2 \sim \mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

# Central Limit Theorem

Suppose  $\{X_1, \dots, X_n, \dots\}$  is a sequence of i.i.d. random variables with  $\mathbb{E}[X_i] = \mu$  and  $\text{Var}[X_i] = \sigma^2 < \infty$ , then, if  $\bar{X}_n = \frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)$  as  $n$  goes to infinity,

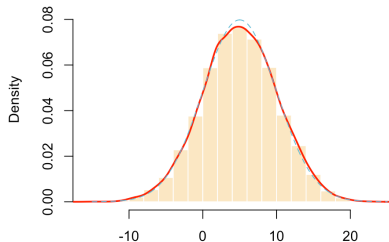
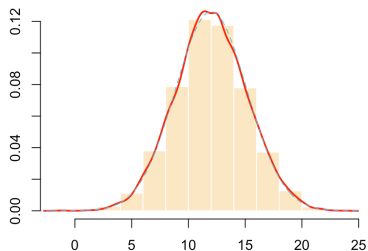
$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) \rightarrow \mathcal{N}(0, \sigma^2).$$





# Somme de variables normales indépendantes

```
1 > x=seq(-15,25,length=1001)
2 > S = rnorm(n,7,3)+rnorm(n,5,1)
3 > hist(S,probability = TRUE)
4 > lines(density(S),col="red")
5 > lines(x,dnorm(x,7+5,sqrt(3^2+1^2)),col="blue")
6 >
7 > S = rnorm(n,7,3)+rnorm(n,-2,4)
8 > hist(S,probability = TRUE,)
9 > lines(density(S),col="red")
10 > lines(x,dnorm(x,7-2,sqrt(3^2+4^2)),col="blue")
```



# Chi-Square Distribution

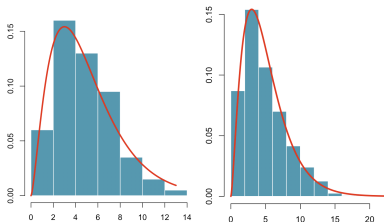
Chi-deux  $\chi^2(\nu)$

The **chi-squared** distribution  $\chi^2(\nu)$ , with  $\nu \in \mathbb{N}^*$  has density

$$x \mapsto \frac{(1/2)^{\nu/2}}{\Gamma(\nu/2)} x^{\nu/2-1} e^{-x/2}, \text{ where } x \in [0; +\infty),$$

where  $\Gamma$  denotes the Gamma function ( $\Gamma(n+1) = n!$ ).

$\mathbb{E}(X) = \nu$  et  $\text{Var}(X) = 2\nu$ , cf **chi-squared distribution**



# Chi-Square Distribution

## Chi-deux $\chi^2(\nu)$

If  $X_1, \dots, X_\nu \sim \mathcal{N}(0, 1)$  are independent variables, then

$$Y = \sum_{i=1}^{\nu} X_i^2 \sim \chi^2(\nu), \text{ when } \nu \in \mathbb{N}_*.$$

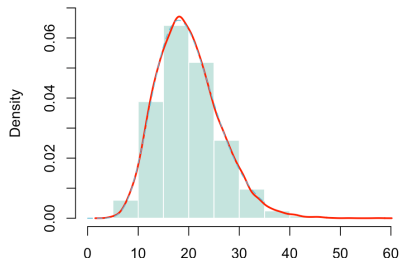
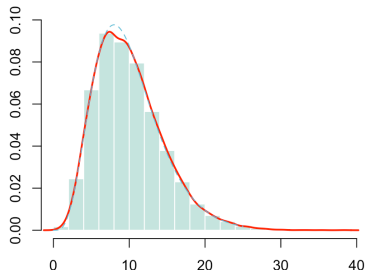
## Somme de Chi-deux $\chi^2(\nu)$ indépendantes

Si  $X \sim \chi^2(\mu)$  et  $Y \sim \chi^2(\nu)$  sont indépendantes,

$$X + Y \sim \chi^2(\mu + \nu)$$

# Somme de chi-deux indépendantes

```
1 > x=seq(0,35,length=1001)
2 > S = rchisq(n,4)+rchisq(n,6)
3 > hist(S,probability = TRUE)
4 > lines(density(S),col="red")
5 > lines(x,dchisq(x,4+6),col="blue")
6 >
7 > S = rchisq(n,7)+rchisq(n,13)
8 > hist(S,probability = TRUE)
9 > lines(density(S),col="red")
10 > lines(x,dchisq(x,7+13),col="blue")
```



# Chi-Square Distribution ★★★

Chi-deux  $\chi^2(\nu - 1)$

Let  $X_1, \dots, X_n$  be  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  independent random variables.

Then  $S_n^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  has a  $\chi^2(n - 1)$  distribution.

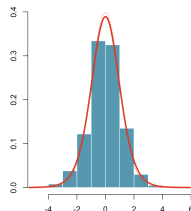
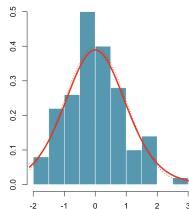
**Preuve** (heuristique):

$$\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + \underbrace{\frac{1}{\sigma^2} (\bar{X} - \mu)^2}_{\sim \chi^2(1)} \sim \chi^2(n)$$

# Student's $t$ Distribution

Student  $t$   $St(\nu)$

$$f(t) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{\nu\pi} \Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}, \text{ on } \mathbb{R}$$



Student  $t$   $St(\nu)$

$$\mathbb{E}(X) = 0 \text{ and } \text{Var}(X) = \frac{\nu}{\nu - 2} \text{ when } \nu > 2.$$

# Student's $t$ Distribution

## Student $t$ $St(\nu)$

If  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$  and  $Y \sim \chi^2(\nu)$  are independent, then

$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/\nu}} \sim St(\nu).$$

see **Student's  $t$**

Let  $X_1, \dots, X_n$  be  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  independent random variables. Let

$$\bar{X}_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \text{ and } S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2.$$

Then  $\frac{(n-1)S_n^2}{\sigma^2}$  has a  $\chi^2(n-1)$  distribution, and furthermore

$$T = \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu}{S_n} \sim St(n-1).$$

# Fisher's $F$ Distribution ★★★

Loi de Fisher  $\mathcal{F}(d_1, d_2)$

$$f(x) = \frac{1}{x B(d_1/2, d_2/2)} \left( \frac{d_1 x}{d_1 x + d_2} \right)^{d_1/2} \left( 1 - \frac{d_1 x}{d_1 x + d_2} \right)^{d_2/2}$$

for  $x \geq 0$  and  $d_1, d_2 \in \mathbb{N}$ , where  $B$  denotes the Beta function.

Loi de Fisher  $\mathcal{F}(d_1, d_2)$

$$\mathbb{E}(X) = \frac{d_2}{d_2 - 2} \text{ when } d_2 > 2$$

$$\text{Var}(X) = \frac{2 d_2^2 (d_1 + d_2 - 2)}{d_1 (d_2 - 2)^2 (d_2 - 4)} \text{ when } d_2 > 4.$$



## Fisher's $F$ Distribution ★★

If  $X \sim \mathcal{F}(\nu_1, \nu_2)$ , then  $\frac{1}{X} \sim \mathcal{F}(\nu_2, \nu_1)$ .

Loi de Fisher  $\mathcal{F}(d_1, d_2)$

If  $X_1 \sim \chi^2(\nu_1)$  and  $X_2 \sim \chi^2(\nu_2)$  are independent

$$Y = \frac{X_1/\nu_1}{X_2/\nu_2} \sim \mathcal{F}(\nu_1, \nu_2)$$

see [Fisher's  \$\mathcal{F}\$](#)  on wikipedia

## Fisher's $F$ Distribution ★★★

On peut montrer que si  $X \sim Std(\nu)$ , alors  $X^2 \sim \mathcal{F}(1, \nu)$ . Ou dit autrement si  $F_{1-p}$  est le quantile de niveau  $1 - p$  de la loi  $\mathcal{F}(1, \nu)$ ,  $F_{1-p} = t_{1-p/2}^2$  où  $t_{1-p/2}$  est le quantile de niveau  $1 - p$  de la loi  $Std(\nu)$ .

La loi  $\mathcal{F}(1, \nu)$  a pour densité

$$f(u) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \nu^{\nu/2} u^{-1/2} (\nu + u)^{-(\nu+1)/2} \text{ sur } \mathbb{R}_+$$

$$f(u) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} u^{-1/2} \left(1 + \frac{u}{\nu}\right)^{-(\nu+1)/2} \text{ sur } \mathbb{R}_+$$

aussi

$$\int_0^{F_{1-p}} f(u) du = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \int_0^{F_{1-p}} u^{-1/2} \left(1 + \frac{u}{\nu}\right)^{-(\nu+1)/2} du = 1 - p$$

## Fisher's $F$ Distribution ★★★

Faisons le changement de variable,  $t = \sqrt{u}$ ,

$$2 \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} \int_0^{\sqrt{F_{1-p}}} \left(1 + \frac{t^2}{\nu}\right)^{-(\nu+1)/2} dt = 1 - p$$

on reconnaît une intégrale associée à la loi de Student.

Si  $T \sim Std(\nu)$ , on a écrit  $\mathbb{P}(T \in [0, \sqrt{F_{1-p}}])$ ,

$$2\mathbb{P}(T \in [0, \sqrt{F_{1-p}}]) = 1 - p \text{ i.e. } \frac{1-p}{2} = \mathbb{P}(T \leq \sqrt{F_{1-p}}) - \underbrace{\mathbb{P}[T \leq 0]}_{=1/2}$$

$$\mathbb{P}(T \leq \sqrt{F_{1-p}}) = 1 - \frac{p}{2} \text{ mais on sait que } \mathbb{P}(T \leq t_{1-p/2}) = 1 - \frac{p}{2}$$

$$\text{donc } F_{1-p} = t_{1-p/2}^2.$$

```
1 > qf(.95, 1, 10)
2 [1] 4.964603
3 > qt(.975, 10)^2
4 [1] 4.964603
```

## Sommes de variables aléatoires ★★★

Comme on l'a vu dans la partie 4, la loi d'une somme de variables est compliquée à calculer, en général.

On lance deux dés (à 6 faces), et on note  $X_1$  et  $X_2$  les faces apparentes. Quelle est la loi de  $X_1 + X_2$  ?

$x_1 \backslash x_2$	1	2	3	4	5	6	
6	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	
5	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36
4	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	2/36
3	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	3/36
2	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	4/36
1	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	5/36
		1/36	2/36	3/36	4/36	5/36	6/36

## Sommes de variables aléatoires ★★★

Pour calculer  $\mathbb{P}[X_1 + X_2 = k]$ ,  $k \in \{2, 3, \dots, 12\}$ , on utilise

$$\mathbb{P}[X_1 + X_2 = k] = \sum_i \mathbb{P}[X_1 + X_2 = k | X_1 = i] \cdot \mathbb{P}[X_1 = i]$$

(formule des probabilités totale) soit, comme  $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$

$$\mathbb{P}[X_1 + X_2 = k] = \sum_i \mathbb{P}[X_2 = k - i] \cdot \mathbb{P}[X_1 = i]$$

Dans le cas continue, on a une relation du genre

$$f_{X_1+X_2}(s) = \int f_{X_1}(x)f_{X_2}(s-x)dx$$

si les variables  $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$  !

Mais quelques cas particulier sont faciles

# Sommes de variables aléatoires ★★★

## Somme de variables indépendantes, $X \perp\!\!\!\perp Y$

Si  $X \sim \mathcal{B}(m, p)$  et  $Y \sim \mathcal{B}(n, p)$ ,  $X + Y \sim \mathcal{B}(m + n, p)$

Si  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$  et  $Y \sim \mathcal{P}(\mu)$ ,  $X + Y \sim \mathcal{P}(\lambda + \mu)$

Si  $X \sim \mathcal{N}(\mu_x, \sigma_x^2)$  et  $Y \sim \mathcal{N}(\mu_y, \sigma_y^2)$ ,  $X + Y \sim \mathcal{N}(\mu_x + \mu_y, \sigma_x^2 + \sigma_y^2)$

Si  $X \sim \chi^2(\mu)$  et  $Y \sim \chi^2(\nu)$ ,  $X + Y \sim \chi^2(\mu + \nu)$