

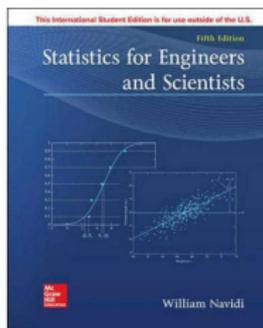
Statistiques pour l'Ingénieur

Description monovariante

Stéphane Canu

asi.insa-rouen.fr/enseignants/~scanu

scanu@insa-rouen.fr



ITI 3, INSA Rouen Normandie, Janvier 2024

Lecture road map

Variables et individus

Les trois distinctions

Variables qualitatives

Variables quantitatives

Variables quantitatives discrètes

Variables quantitatives continues

Tendance centrale

Dispersion

Résumé robuste

Autres moments

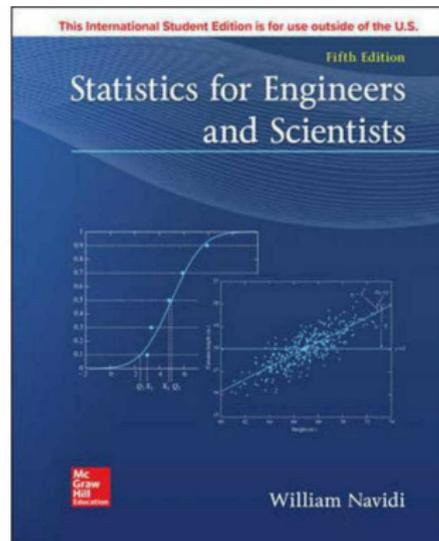
Résumé graphique des données

Cas des variables qualitatives

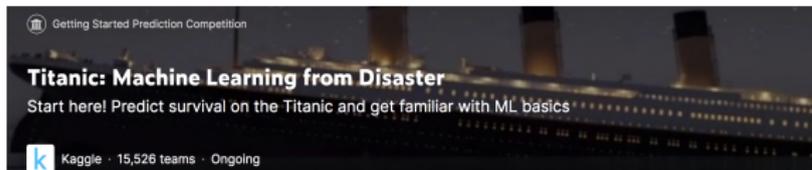
Boite à moustache

Histogramme

Conclusion



L'exemple du Titanic



- ▶ Survived: Outcome of survival (0 = No; 1 = Yes)
- ▶ Pclass: Socio-economic class (1 = Upper; 2 = Middle; 3 = Lower)
- ▶ Name: Name of passenger
- ▶ Sex: Sex of the passenger
- ▶ Age: Age of the passenger (Some entries contain NaN)
- ▶ SibSp: Number of siblings and spouses of the passenger aboard
- ▶ Parch: Number of parents and children of the passenger aboard
- ▶ Ticket: Ticket number of the passenger
- ▶ Fare: Fare paid by the passenger
- ▶ Cabin: Cabin number of the passenger (Some entries contain NaN)
- ▶ Embarked: Port of embarkation of the passenger (C = Cherbourg; Q = Queenstown; S = Southampton)

Les trois distinctions

Definition (Domaine d'une variable)

Le **domaine d'une variable** est l'ensemble des valeurs que cette variable peut prendre

$$\Omega_{genre} = \{M, F\}$$

Definition (Variable discrète)

une **variable est discrète** si le cardinal de son domaine est dénombrable

genre, département, PCS, nombre de visites...

Definition (Variable quantitative)

une variable discrète est **quantitative** si l'ensemble de ses modalités est comparable ¹. Toutes les variables continues sont quantitatives.

age, nombre de visites...

¹ $\forall x, y$ deux modalités quelconques, soit $x < y$ soit $x \geq y$

Variables qualitatives

Une variable qualitative peut être observée mais non mesurée

Definition (Modalités)

On appelle **modalités** l'ensemble des valeurs distinctes que peut prendre la variable observée. C'est le domaine d'une variable discrète. On note:

$$\Omega = \{m_1, m_2, \dots, m_i, \dots, m_r\}$$

avec $r = \text{card}(\Omega)$.

Exemples de modalités:

- ▶ oui / non (variable binaire)
- ▶ un ensemble de variétés de maïs (variable qualitative)
- ▶ un peu / moyen / beaucoup (qualitative ordinale)
- ▶ nombre des personnes à la caisse d'un supermarché (quantitative)
- ▶ nombre de mois de chômage entre deux empois (quantitative)

Definition (Effectif)

On appelle **effectif** d'une modalité m_i le nombre de fois n_i où cette modalité est apparue dans l'échantillon.

Definition (Fréquence)

On appelle **fréquence** d'une modalité le rapport dans un échantillon du nombre de fois où cette modalité est apparue (le rapport de l'effectif, n_i) divisé par la taille de l'échantillon, n . Pour la modalité m_i , la fréquence $f_i = \frac{n_i}{n}$.

Definition (Probabilité – OPM)

La **probabilité** $\mathbb{P}(m_i)$ d'une modalité m_i est la limite de la fréquence observée lorsque la taille de l'échantillon tend vers l'infini².

²Rigoureusement, il faudrait définir les probabilités à priori et considérer que l'on observe un échantillon d'une variable aléatoire tirée selon cette loi de manière indépendante et identiquement distribué (pour plus de détails voir par exemple <http://fr.wikipedia.org/wiki/Probabilité>).

Variables quantitatives discrètes



Exemples :

- ▶ nombre de produits achetés par un client
- ▶ l'appréciation donnée par un spectateur à un film (1:5)³
- ▶ intervalle (transformation d'une variable continue)
- ▶ nombre des personnes à la caisse d'un supermarché

³<http://www.netflixprize.com/>

Variables quantitatives discrètes

Modalités ordonnées : effectif, effectif cumulé, fréquence et probabilité

Modalité (m_i)	effectifs n_i	N_i	$\hat{f}_j = \frac{n_i}{n}$	$100 \times \hat{F}_j$ (%)
24	1	1	$\frac{1}{38}$	2,63 %
26	2	3	$\frac{2}{38}$	7,89 %
29	3	6	$\frac{3}{38}$	15,79 %
31	2	8	$\frac{2}{38}$	21,05 %
33	4	12	$\frac{4}{38}$	31,58 %
35	3	15	$\frac{3}{38}$	39,47 %
37	3	18	$\frac{3}{38}$	47,37 %
38	1	19	$\frac{1}{38}$	50,5 %
41	6	25	$\frac{6}{38}$	69,79 %
43	3	28	$\frac{3}{38}$	73,68 %
45	1	29	$\frac{1}{38}$	76,32 %
46	4	33	$\frac{4}{38}$	86,84 %
49	5	38	$\frac{5}{38}$	100 %
Total	38	-	1	-

La notion d'effectif cumulé n'a pas de sens pour les variables qualitatives

Fréquence cumulée

Definition (Effectif cumulé)

On appelle **effectif cumulé** d'une modalité : $N_i = \sum_{j, m_j \leq m_i} n_j$

Definition (**Fréquence cumulée**)

On appelle **fréquence cumulée** : $\hat{F}_i = \sum_{j, m_j \leq m_i} f_j$

Propriétés:

- ▶ On a $N_r = n$ et $\hat{F}_r = 1$.
- ▶ Les \hat{F}_i définissent la loi cumulative empirique
 $\hat{F}_i = \hat{F}(m_i) = \hat{\mathbb{P}}(X \leq m_i)$
- ▶ On appelle $h_i = n_{i+1} - n_i$ la distance inter modalités.
- ▶ Ces quantités ont un sens lorsque la variable est quantitative.

Exemple

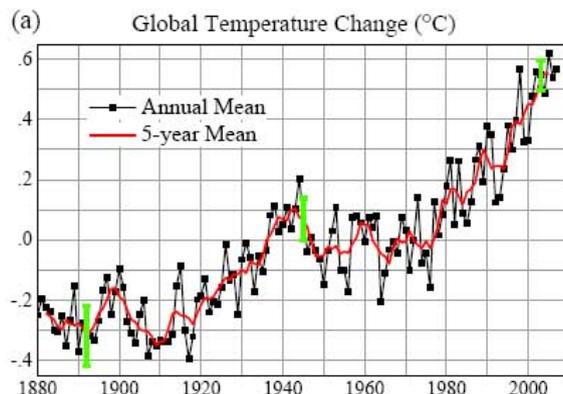
<i>nom</i>	<i>age</i>
louis	13
paul	35
joséphine	24
lucien	43
mike	56
pedro	27
..	...

⇒

<i>modalité</i>	<i>effectif</i>	<i>fréquence</i>	<i>eff. cumulé</i>	<i>fréq. cumulée</i>
13	381	2,06	381	2,05
14	576	3,11	957	5,17
15	441	2,38	1398	7,55
16	744	4,02	2142	11,57
17	553	2,99	2695	14,56
...
68	441	2,38	18509	100,00
total	18509	100		

Dans le cas continu on peut toujours définir la fonction de répartition empirique $\hat{F}_i = \hat{F}(m_i) = \hat{\mathbb{P}}(X \leq m_i)$

Variables quantitatives continues



Graphe des variations de températures annuelles du globe terrestre par rapport à la période de référence 1951-1980 (Air and ocean data from weather stations, ships and satellites)⁴.

Exemples :

- ▶ la température ($\Omega = [-273.15, +\infty]$)
- ▶ concentration, intensité, prix, poids, taille, distance...
- ▶ rapport, proportion ($\Omega = [0, 1]$)

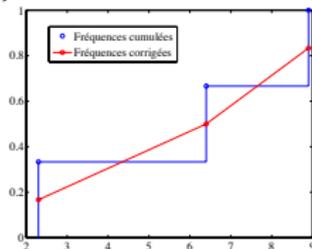
⁴http://www.nasa.gov/topics/earth/features/earth_temp.html

Fonction de répartition empirique

Définition : Fréquences corrigées : $\widehat{F}_i^c = \widehat{F}_i - \frac{1}{2}(\widehat{F}_i - \widehat{F}_{i-1})$:
→ c'est le centre de l'intervalle $[\widehat{F}_{i-1}, \widehat{F}_i]$

Exemple : $n = 3$ observations → (6,4 ; 2,3 ; 8,9)

x_i	2,3	6,4	8,9
f_i	1/3	1/3	1/3
F_i	1/3	2/3	3/3 = 1
F_i^c	1/6	1/2	5/6



Definition (fonction de répartition empirique)

On appelle fonction de répartition empirique d'un échantillon pour la variable X la fonction \widehat{F}_X définie sur l'intervalle $[x_1, x_n]$ par :

$$\widehat{F}_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < x_1 \\ \widehat{F}_{i-1}^c + \frac{\widehat{F}_i^c - \widehat{F}_{i-1}^c}{x_i - x_{i-1}}(x - x_{i-1}) & \text{si } x_{i-1} \leq x < x_i, \quad i = 2, n \\ 1 & \text{si } x \geq x_n \end{cases}$$

Exemples de fonctions de répartition empirique

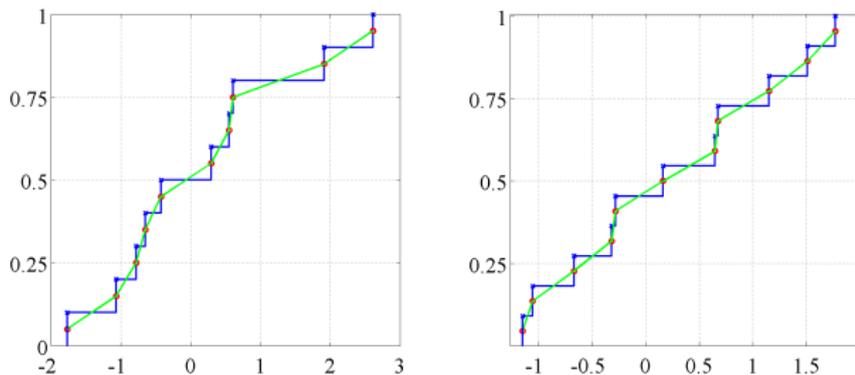


Figure: Fréquences cumulées (en bleu) et de fonction de répartition empirique (courbe verte) pour 10 observations (à gauche) et 11 observations (à droite).

```
x = np.array([-1.14, -1.05, -0.66, -0.31, -0.28, 0.16, 0.64, 0.67, 1.15, 1.51, 1.76])
n = x.shape[0]
F = np.arange(1, n+1, 1, dtype=int)/n # frequences cumulees
Fc = F - 1/2*(F - np.append(0, F[1:n])) # fonct. de repartition empirique
plt.plot(x,Fc)
```

Fonctions de répartition : discret vs. continue

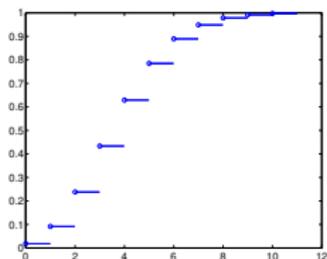
modalité	eff.	\hat{f}	e. c.	\hat{F}
]0, 18]	1405	7,59	1405	7,59
]18, 29]	1875	10,13	3280	17,72
]30, 39]	1172	6,33	4452	24,05
]40, 49]	3047	16,46	7499	40,51
]50, 59]	4920	26,58	12419	67,09
60 ≤	4920	32,91	18510	1000
total	18509	100		

x_i	eff. n_i	N_i	$\hat{f}_j = \frac{n_i}{n}$	$100 \times \hat{F}_j$
24	1	1	$\frac{1}{6}$	16,67 %
26	1	2	$\frac{2}{6}$	33,33%
29	1	3	$\frac{3}{6}$	50 %
31	1	4	$\frac{4}{6}$	66,67%
33	1	5	$\frac{5}{6}$	83,33%
35	1	6	$\frac{6}{6}$	100 %
Total	6	-	1	-

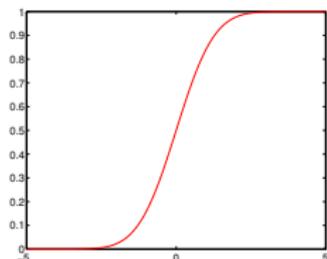
Definition (Fonction de répartition (l'OPM))

La fonction de répartition de la variable aléatoire réelle X est la fonction F_X qui à tout réel x associe

$$F_X(x) = \mathbb{P}(X \leq x)$$



$F_X(x)$ discret



$F_X(x)$ continu

Quel est le meilleur résumé d'une variable quantitative ?

$$\blacktriangleright S_5 = \{1, 5, 2, 4, 3\} \quad \mathbf{x} = (1, 5, 2, 4, 3)^\top \in \mathbb{R}^5$$

quelle est la valeur c qui « résume » au mieux les observations

Nous pouvons poser un principe variationnel :

$$\min_{c \in \mathbb{R}} J(c) \quad \text{avec}$$

$$J(c) = \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2 = \|\mathbf{x} - c \mathbf{1}\|^2$$

$$\min_{c \in \mathbb{R}} \underbrace{(1 - c)^2 + (5 - c)^2 + (2 - c)^2 + (4 - c)^2 + (3 - c)^2}_{J_5(c) = 5c^2 - 30c + 55}$$

Quel est le meilleur résumé d'une variable quantitative ?

$$\blacktriangleright S_5 = \{1, 5, 2, 4, 3\} \quad \mathbf{x} = (1, 5, 2, 4, 3)^\top \in \mathbb{R}^5$$

quelle est la valeur c qui « résume » au mieux les observations

Nous pouvons poser un principe variationnel :

$$\min_{c \in \mathbb{R}} J(c) \quad \text{avec}$$

$$J(c) = \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2 = \|\mathbf{x} - c \mathbf{1}\|^2$$

$$\min_{c \in \mathbb{R}} \underbrace{(1 - c)^2 + (5 - c)^2 + (2 - c)^2 + (4 - c)^2 + (3 - c)^2}_{J_5(c) = 5c^2 - 30c + 55}$$

$$\blacktriangleright S_6 = \{1, 5, 2, 4, 3, 100\} \quad J_6(c) = 6c^2 - 230c + 10055$$

Quel est le meilleur résumé ?

Comment synthétiser un échantillon $S_n = \{x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n\}$
→ par une seule information c ?

Nous pouvons poser un principe variationnel :

$$\min_{c \in \mathbb{R}} J(c) \quad \text{avec} \quad J(c) = \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2$$

Solution

$$\min_{c \in \mathbb{R}} J(c) \Leftrightarrow \frac{dJ(c)}{dc} = 0 \Leftrightarrow -2 \sum_{i=1}^n (x_i - c) = 0 \Leftrightarrow c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

C'est la moyenne empirique : $c = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} x_i = \sum_{i=1}^n \hat{f}_i x_i$

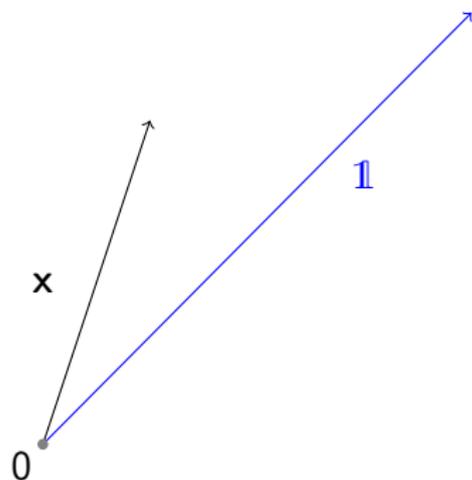
Remarque : pratiquement il est recommandé d'éliminer les valeurs extrêmes lorsque l'on calcule une moyenne empirique (typiquement 2 à chaque extrême).

Interprétation géométrique de la moyenne

$$\begin{aligned} J(c) &= \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2 \\ &= \|\mathbf{x} - c \mathbf{1}\|^2 \end{aligned}$$

► $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)^\top \in \mathbb{R}^n$

► $\mathbf{1} = (1, 1, \dots, 1)^\top \in \mathbb{R}^n$



c^* , la moyenne est aussi la projection orthogonale du vecteur des observations sur le vecteur $\mathbf{1}$

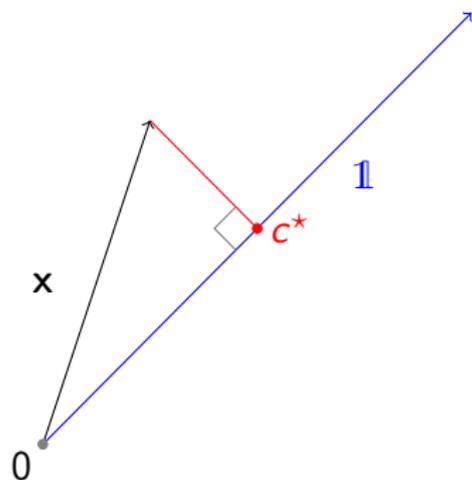
$$c^* = \frac{\mathbf{x}^\top \mathbf{1}}{\mathbf{1}^\top \mathbf{1}} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

Interprétation géométrique de la moyenne

$$\begin{aligned} J(c) &= \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2 \\ &= \|\mathbf{x} - c \mathbf{1}\|^2 \end{aligned}$$

► $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)^\top \in \mathbb{R}^n$

► $\mathbf{1} = (1, 1, \dots, 1)^\top \in \mathbb{R}^n$



c^* , la moyenne est aussi la projection orthogonale du vecteur des observations sur le vecteur $\mathbf{1}$

$$c^* = \frac{\mathbf{x}^\top \mathbf{1}}{\mathbf{1}^\top \mathbf{1}} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

La moyenne **théorique** c'est l'espérance : $\mathbb{E}(X) = \lim_{n \rightarrow \infty} \bar{x}$

Moyenne

On appelle moyenne d'un échantillon x_1, x_2, \dots, x_n .

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Dans le cas d'une variable qualitative ça n'a pas de sens.

Propriété : si x_i sont regroupées en modalités m_i on a aussi

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^r m_i f_i \text{ où } m_i:$$

- ▶ est la valeur de la modalité m_i si la variable est discrète comme un âge,
- ▶ est la moyenne des valeurs de la modalité,

$$. \quad m_i = [20 - 30] \quad \rightarrow \quad m_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j \in m_i} x_j$$

Propriété : $\mathbb{E}(X) = \int x \mathbb{P}(x) dx$. L'exemple de pile ou face illustre bien la différence entre moyenne théorique (espérance) et moyenne empirique.

Existe t'il autre chose que la moyenne pour parler d'un ensemble de valeurs ?

Surtout quand la moyenne dit des bêtises !

Moyenne : $\{1, 5, 2, 4, 3, 100\} = 115/6 = 19,17$

Mediane (le point milieu)

Definition (Mediane)

C'est le valeur \hat{M} telle que : $\hat{F}_X(\hat{M}) = \hat{\mathbb{P}}(X \leq \hat{M}) = \frac{1}{2}$

où $\hat{F}_X(x)$ est la fonction de répartition empirique de l'échantillon

si on tire une valeur au hasard dans l'échantillon, on a autant de chance d'être au dessous que au dessus.

Exemple

x_i	n_i	f_i	F_i	\hat{F}_X
1	1	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{12}$
2	1	$\frac{1}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{3}{12}$
3	1	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{5}{12}$
4	1	$\frac{1}{6}$	$\frac{4}{6}$	$\frac{7}{12}$
5	1	$\frac{1}{6}$	$\frac{5}{6}$	$\frac{9}{12}$
100	1	$\frac{1}{6}$	1	$\frac{11}{12}$

$$\hat{F}_X(3) = 0,42$$

$$\hat{F}_X(4) = 0,58$$

$$\hat{M} = 3,5$$

Si la variable est **continue** ($n_i = 1$), il suffit de trier les observations et de prendre la valeur centrale (n impair) où la moyenne des deux valeurs centrales (n pair)

Mediane

La médiane **théorique** est : $\min_{c \in \mathbb{R}} J_t(c)$ avec $J_t(c) = \mathbb{E}(|X - c|)$

Pour la médiane **empirique** on remplace l'espérance par la moyenne,

$$\min_{c \in \mathbb{R}} J(c) \quad \text{avec} \quad J(c) = \sum_{i=1}^n |x_i - c|$$

à l'optimum on a : $\frac{\partial J(c)}{\partial c} = \sum_{i=1}^n \text{signe}(x_i - c) = 0$

Et pour avoir autant de signes $-$ que de signes $+$, il faut prendre c au milieu.

Remarque : La médiane est plus robuste aux valeurs extrêmes

Definition (Mode)

C'est $\mathit{Argmax}_{x \in \Omega} \{\mathbb{P}(x)\}$

- ▶ Dans le cas discret, c'est la valeur la plus fréquente

$$\hat{M}_a = \mathit{Argmax}_{i=1, \dots, r} \hat{f}_i$$

- ▶ Dans le cas continu, c'est le *Pic* de la distribution par une variable continue.

La définition du mode n'exige pas de la variable qu'elle soit quantitative.

Remarque: A ces objets empiriques (moyenne, médiane, mode) on peut associer des objets théoriques (OPM). Dans le cas une loi normale : moyenne théorique = médiane théorique = mode théorique, *i.e.* si X suit une **loi normale**, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, alors, on a :

$$\text{moyenne} = \text{médiane} = \text{mode} = \mu$$

Résumé central

On considère l'échantillon $S_n = \{x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n\}$.

- ▶ moyenne : la moyenne empirique / l'espérance

$$\min_{c \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (x_i - c)^2; \quad c = \sum_{i=1}^n f_i x_i \quad \mathbb{E}(X) = \int x \mathbb{P}(x) dx$$

- ▶ médiane : les fréquences cumulées / la fonction de répartition

$$\min_{M \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n |x_i - M|; \quad \hat{\mathbb{P}}(X \leq M) = \frac{1}{2} \quad \mathbb{P}(X \leq M) = \frac{1}{2}$$

- ▶ mode : les fréquences / les probabilités

$$\underset{i \in \{1, \dots, n\}}{\text{Argmax}} f_i$$

$$\underset{x \in \Omega}{\text{Argmax}} \mathbb{P}(x)$$

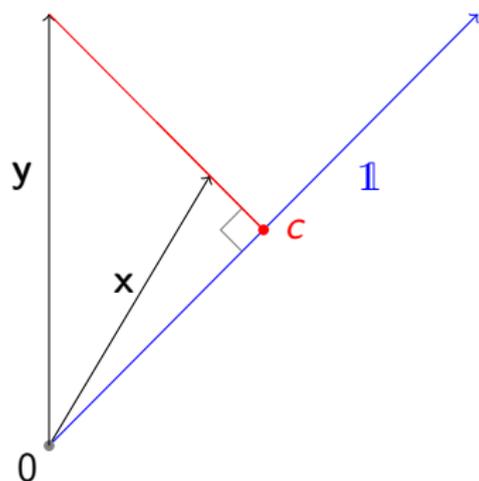
Et une fois que l'on dispose d'une valeur centrale ?

Surtout quand c'est la même !

Moyenne : $\{1, 5, 2, 4, 3\} = 15/5 = 3$

Moyenne : $\{3.1, 3, 2.9, 2.8, 3.2\} = 3$

La moyenne des écarts à la moyenne : la variance



La variance $\hat{\sigma}^2$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \|\mathbf{x} - c \mathbf{1}\|^2$$

Pour deux échantillons \mathbf{x} et \mathbf{y} de même moyenne, la variance traduit leur proximité avec le vecteur $\mathbf{1}$.

L'Écart type : $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2}$

C'est la norme du vecteur $\mathbf{x} - c \mathbf{1}$ (divisée par \sqrt{n})

Et Pythagore nous dit que : $\|\mathbf{x}\|^2 = nc^2 + \|\mathbf{x} - c \mathbf{1}\|^2$

Calcul d'un paramètre de dispersion

On considère l'échantillon $S_n = \{x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_n\}$ de moyenne $\bar{x} = c$

Definition (Variance)

C'est la moyenne des carrés des écarts :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

▶ Écart: $e_i = (x_i - \bar{x})$ Écart carré: $e_i^2 = (x_i - \bar{x})^2$

▶ Variance: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n f_i e_i^2$

Note pour les calculs :

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i^2 - 2x_i\bar{x} + \bar{x}^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i)^2 - \bar{x}^2 \end{aligned}$$

Usage de la variance : donner une idée du domaine des observations

$$\mathbb{P}(|X - \bar{x}| < k\sigma) \geq \alpha$$

Pire des cas : Tchebychev

Cas Gaussien

$$\mathbb{P}(|X - \bar{x}| \geq \varepsilon) \leq \frac{\sigma^2}{\varepsilon^2} \quad k = \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \quad \mathbb{P}(|X - \bar{x}| \geq u_{\alpha/2} \sigma) = \alpha$$

Si on fixe $\alpha = 0,05$ (5%) $\implies \frac{1}{\sqrt{\alpha}} = 4,47$

\implies plus de 95% des observations $\in [\bar{x} - 4,47\hat{\sigma}, \bar{x} + 4,47\hat{\sigma}]$

\implies plus de 95% des observations $\in [\bar{x} - 1,96\hat{\sigma}, \bar{x} + 1,96\hat{\sigma}]$

Si maintenant on fixe k : c'est l'approche « Six sigma » $\alpha = \frac{1}{k^2}$

\implies plus de 89% des observations $\in [\bar{x} - 3\hat{\sigma}, \bar{x} + 3\hat{\sigma}]$

\implies plus de 99,7% des observations $\in [\bar{x} - 3\hat{\sigma}, \bar{x} + 3\hat{\sigma}]$

MAD

la médiane des écarts absolus

$$MAD = \text{médiane}(|x_i - \hat{M}|)$$

http://en.wikipedia.org/wiki/Median_absolute_deviation

Les fractiles

Definition (Fractiles)

On appelle fractiles à l'ordre p , $\forall p \in [0, 1]$, $\hat{\Phi}_p$

$$\hat{\mathbb{P}}(X \leq \hat{\Phi}_p) = p$$

ou de manière équivalente,

$$\hat{\Phi}_p \text{ telle que } \hat{F}_X(\hat{\Phi}_p) = p$$

Cas particuliers : les quartiles.

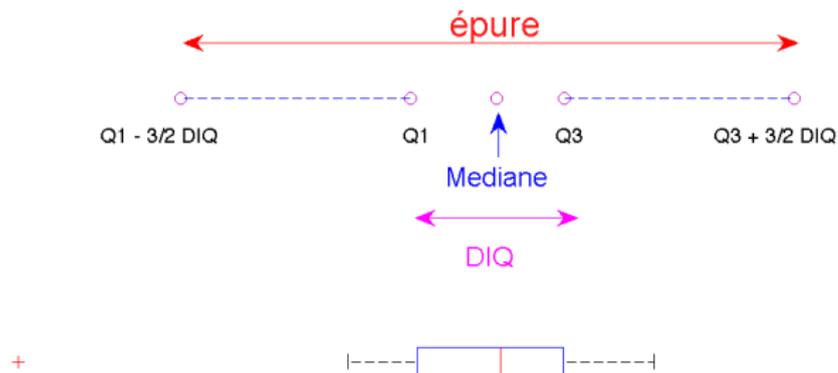
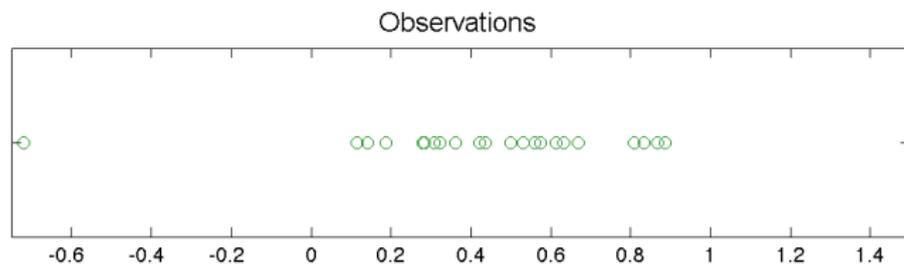
- ▶ $\hat{\Phi}_{\frac{1}{4}} = \hat{Q}_1$, telle que $\hat{F}(\hat{Q}_1) = \frac{1}{4}$,
- ▶ $\hat{\Phi}_{\frac{1}{2}} = \hat{Q}_2 = \hat{M}$, telle que $\hat{F}(\hat{M}) = \frac{1}{2}$,
- ▶ $\hat{\Phi}_{\frac{3}{4}} = \hat{Q}_3$, telle que $\hat{F}(\hat{Q}_2) = \frac{3}{4}$.

Definition (Distance inter quartile (DIQ))

$$DIQ = \hat{Q}_3 - \hat{Q}_1$$

Boite à moustache

0.5300
0.2841
0.4361
0.1869
0.8340
0.1406
0.6683
0.8088
0.3240
0.3618
0.3096
0.5754
0.2800
-0.720
0.6135
0.5610
0.4228
0.1138
0.8681
0.8665
0.5023
0.6334
0.8877



Boite à moustache

Definition (DIQ)

La Distance InterQuartile est définie de la manière suivante :

$$DIQ = \hat{Q}_3 - \hat{Q}_1$$

L'**épure** d'un échantillon est l'intervalle :

$$[\hat{Q}_1 - \frac{3}{2}DIQ; \hat{Q}_3 + \frac{3}{2}DIQ].$$

- ▶ Les moustaches de la boite, seront données par la plus petite et la plus grande observation dans l'épure.
- ▶ Les points hors épure vont être représentés par une étoile ou un \circ .

Taille des moustache et taille de l'échantillon

n petit

▶ min-max

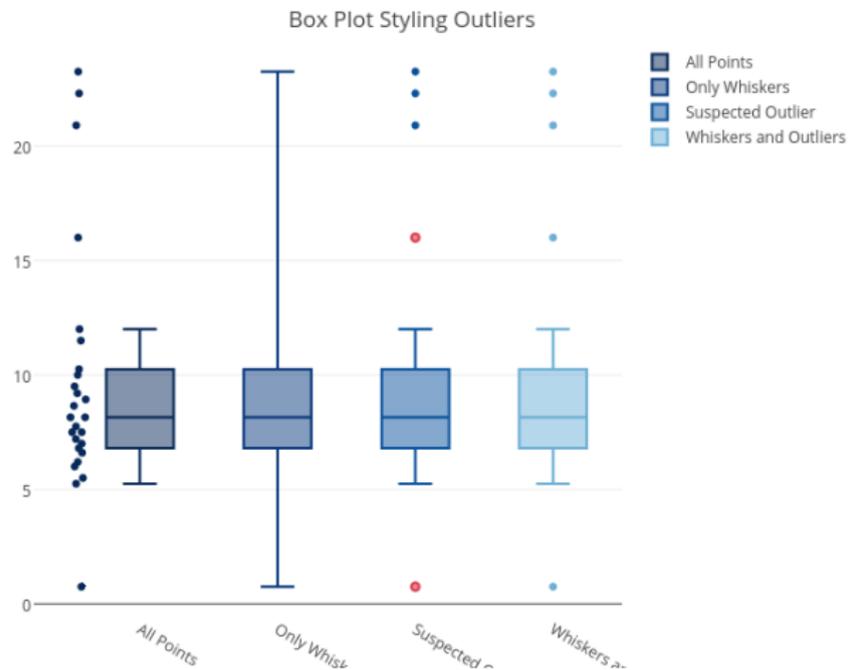


Tukey(1969)

n grand

▶ 9% – 91 %

▶ 2% – 98 %



Boxplot in python

```
import pandas as pd
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
import seaborn as sns

url="https://fxjollois.github.io/cours-2016-2017/donnees/tips.csv"
dataframe=pd.read_csv(url)
```

avec Pandas

```
boxplot = dataframe.boxplot()
```

avec matplotlib

```
x = dataframe.tip
fig1, ax1 = plt.subplots()
ax1.boxplot(x)
```

avec seaborn

```
ax = sns.boxplot(x=x)
```

Résumé robuste

Considérons l'échantillon suivant : 4, 1, 6, 2, 72, 4, 6, 5, 1, 3, 7

statistique	échantillon complet	sans la valeur 72
moyenne	10,09	3,9
médiane	4	4
variance	425,69	4,54
distance interquartile	3,37	4

en admettant une hypothèse gaussienne, 95 % des observations (soit dix neuf sur vingt) sont dans l'intervalle

$$[3,9 - \sqrt{4.54} \times 1.96, 4 + \sqrt{4.54} \times 1.96] = [-0,28, 9,08]$$

Les moments d'ordre supérieur

$$\text{Moments : } m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, \quad k = 1, \dots, \infty$$

$$\text{Moments centrées : } \mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k, \quad k = 1, \dots, \infty$$

Le coefficient d'**asymétrie** (skewness en anglais) correspond à une mesure de l'asymétrie de la distribution

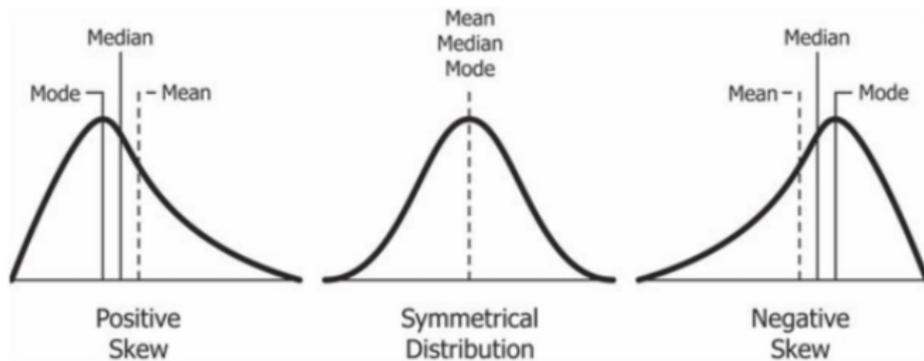
$$\hat{\gamma}_1 = \frac{\mu^3}{\mu_2^{3/2}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{\hat{\sigma}^3} \quad \gamma_1 = \mathbb{E} \left[\left(\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma} \right)^3 \right]$$

Le coefficient d'**aplatissement** (Kurtosis en anglais)

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\mu^4}{\mu_2^2} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\hat{\sigma}^4} \quad \beta_2 = \mathbb{E} \left[\left(\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma} \right)^4 \right]$$

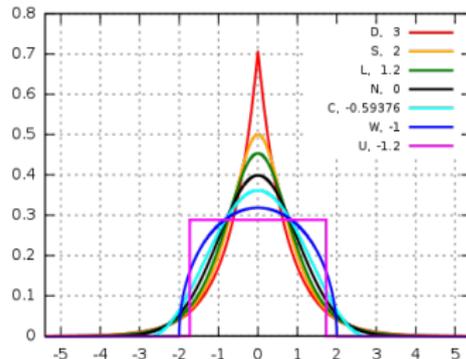
Asymétrie et aplatissement

Asymétrie



Aplatissement (Kurtosis normalisé = excès d'aplatissement = $\beta_2 - 3$)

Loi de probabilité	Kurtosis normalisé	Symbole dans la figure	Couleur dans la figure
Loi de Laplace	3	D	Courbe rouge
Loi sécante hyperbolique	2	S	Courbe orange
Loi logistique	1,2	L	Courbe verte
Loi normale	0	N	Courbe noire
Loi du cosinus surélevé	-0,593762...	C	Courbe cyan
Loi triangulaire	-0,6		
Loi du demi-cercle	-1	W	Courbe bleue
Loi uniforme continue	-1,2	U	Courbe magenta



Plan

Variables et individus

Les trois distinctions

Variables qualitatives

Variables quantitatives

Variables quantitatives discrètes

Variables quantitatives continues

Tendance centrale

Dispersion

Résumé robuste

Autres moments

Résumé graphique des données

Cas des variables qualitatives

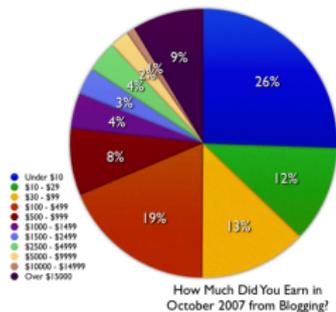
Boite à moustache

Histogramme

Conclusion

Résumé graphique des données

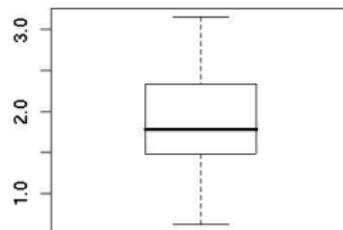
► Qualitatives : camemberts



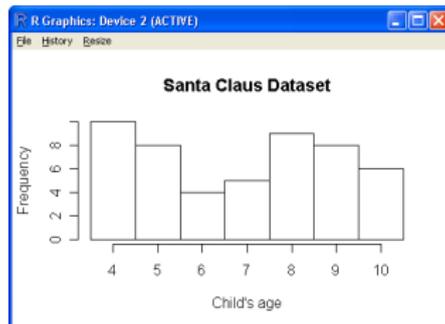
► Quantitatives

► Continues : boîte à moustache

Carbon Monoxide

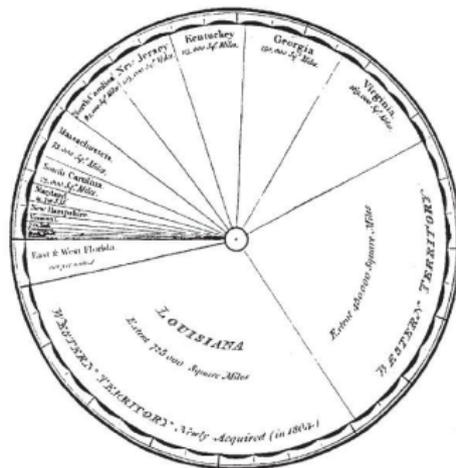


► Discrètes : histogramme



Cas des variables qualitatives

Camemberts (diagramme en secteurs)



STATISTICAL REPRESENTATION of the UNITED STATES of AMERICA .

in 1850.

The Study assumed Method of calculation to show the Proportions between the divisions in a similar Manner.
Total Land 1,285,000 Square Miles or 624 Millions of Acres.

<http://euclid.psych.yorku.ca/SCS/Gallery/images/playfair1805-pie2.jpg>

Variables qualitatives : boite à moustache

Un point hors de l'intervalle extrême est un point aberrant et on le représente par un plus où une double étoile. Un exemple de boite à moustache est donné figure 2.

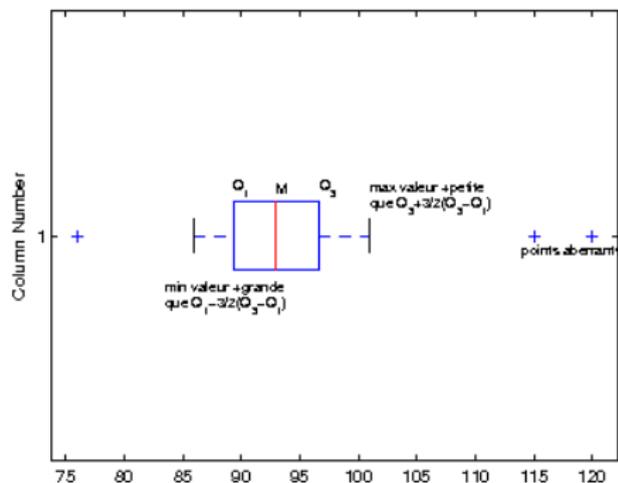
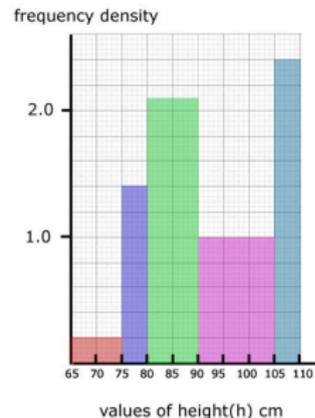
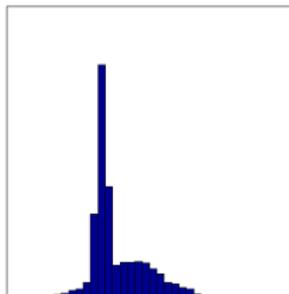
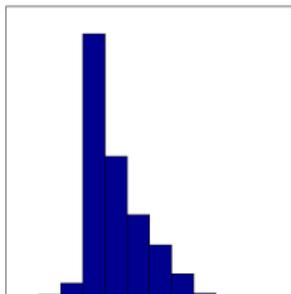


Figure: Exemple de boite à moustache

Variables discrètes : Histogramme



- ▶ abscisse : intervalle de valeurs
- ▶ ordonnée : hauteur
- ▶ surface : nombre d'individu ou fréquence

Variables discrètes : Histogramme

- ▶ variable discrète, on compte le nombre de fois ou la modalité est apparue.
- ▶ Dans le cas d'une variables continues : on discrétise le domaine.

Discrétiser un domaine se donner une suite ordonnée de valeurs $\{b_i\}_{i=0,\dots,p}$ qui couvrent le domaine.

À chaque intervalle $[b_{i-1}, b_i[$ on associe une hauteur h_i telle que la surface du rectangle ainsi créé soit proportionnelle au nombre d'observations incluses dans l'intervalle $s_i = h_i(b_i - b_{i-1})$. On résume la situation en rappelant que l'on dispose :

- ▶ des bornes : $p + 1$ bornes pour p classes $\{b_i\}_{i=0,p}$
- ▶ des intervalles $b_i - b_{i-1}$
- ▶ des effectifs et des surfaces s_i
- ▶ des hauteurs $s_i = h_i(b_i - b_{i-1}) \Leftrightarrow h_i = \frac{s_i}{b_i - b_{i-1}}$

Détail de la construction d'histogrammes

Comment choisir p le nombre d'intervalles ?

- ▶ trouver p par équi-répartition des valeurs telle que le $\min s_i \geq 5$. $p \geq 1 + \log n$ par exemple, $p = 1 + \frac{10}{3} \log_{10} n$
- ▶ la règle de Scott: $p = \frac{3,5\hat{\sigma}}{n^{1/3}}$
- ▶ la règle de Freedman Diaconis $p = 2 \frac{DIQ}{n^{1/3}}$

Comment choisir les $\{b_i\}_{i=0,\dots,p}$?

- ▶ équirépartition des individus par classe :

$b_0 = \min$ b_i calculé tel qu'il y ai θ observations entre b_i et b_{i+1}

- ▶ équirépartition des intervalles :

$$\text{largeur} = \frac{\max - \min}{p}; \quad b_0 = \min; \quad b_i = b_0 + i \left(\frac{\max - \min}{p} \right)$$

Comment construire un histogramme (variable continue)

Construction d'un histogramme équiréparti :

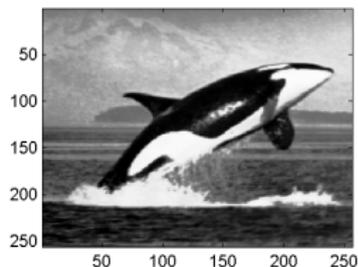
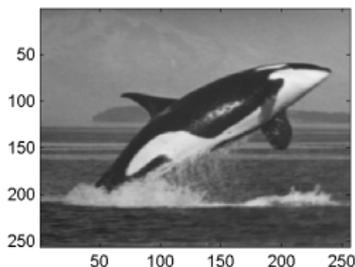
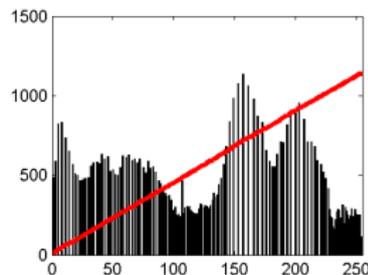
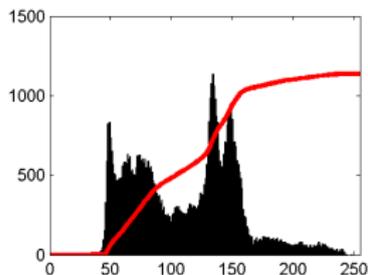
1. choisir p le nombre de classes,
2. calculer les $\{b_i\}_{i=0,\dots,p}$, les bornes des intervalles,
3. en déduire les s_i le nombre d'individus par classe. Si ce nombre est inférieur à cinq, on fusionne des classes.
4. calculer enfin les $h_i = \frac{s_i}{b_i - b_{i-1}}$ les hauteurs.

Par exemple pour 32 observations entre 0 et 15. On en déduit $p = 6$ et les valeurs suivantes :

$$\begin{array}{ccccccccc} b_0 = 0 & b_1 = 2 & b_2 = 3 & b_3 = 4 & b_4 = 8 & b_5 = 10 & b_6 = 15 \\ s_1 = 6 & s_2 = 5 & s_3 = 6 & s_4 = 5 & s_4 = 5 & s_5 = 5 & \\ h_1 = \frac{6}{2} & h_2 = 5 & h_3 = 6 & h_4 = \frac{5}{4} & h_5 = \frac{5}{2} & h_6 = \frac{5}{5} & \end{array}$$

Histogramme et traitement d'images

Redressement (où égalisation) d'histogramme⁵ : $b_n(i) = \hat{F}^{-1} \left(\frac{i}{p} \right)$



⁵http://en.wikipedia.org/wiki/Histogram_equalization

Histogramme et traitement d'images

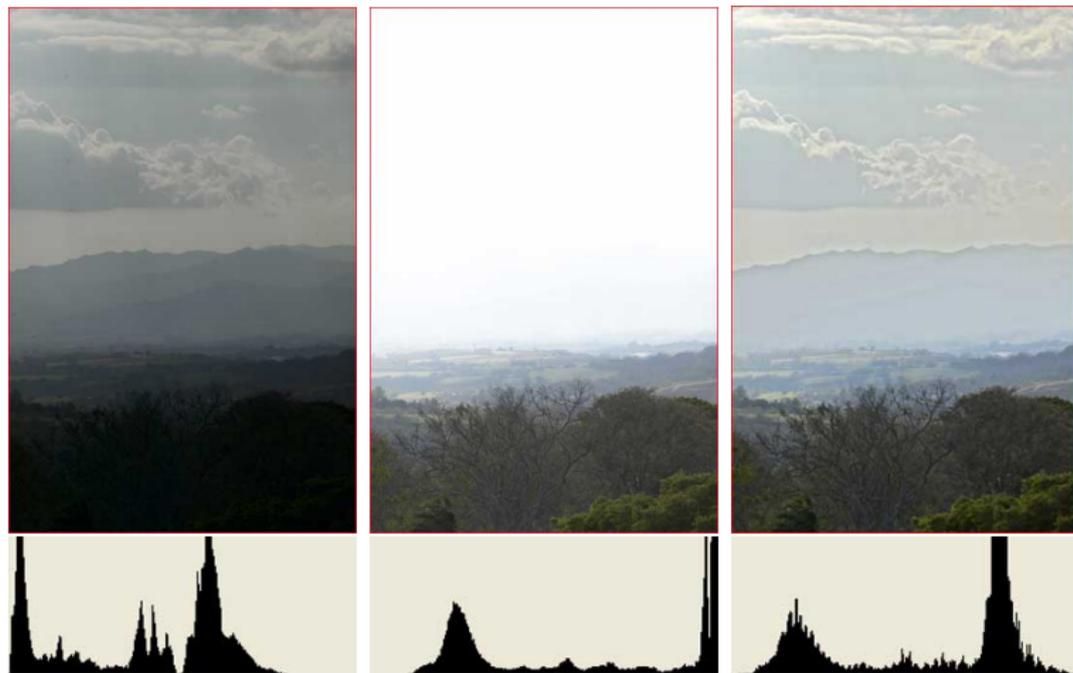


Figure: Exemple d'histogrammes <http://www.11vj.com/tutorials/understanding-series/understanding-histograms.shtml>.

Plan

Variables et individus

- Les trois distinctions

- Variables qualitatives

- Variables quantitatives

 - Variables quantitatives discrètes

 - Variables quantitatives continues

 - Tendance centrale

 - Dispersion

 - Résumé robuste

 - Autres moments

- Résumé graphique des données

 - Cas des variables qualitatives

 - Boite à moustache

 - Histogramme

Conclusion

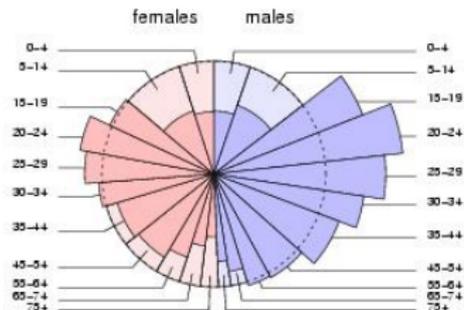
Empirique vs. OPM

Cas d'une variable X discrète :

Nom Empirique	Empirique	Théorique	Nom Théorique
Fréquence	$\hat{f}_i = \frac{n_i}{n}$	$\mathbb{P}(X = m_i)$	Probabilité
Fonction de répartition	$\hat{F}_i = \frac{N_i}{N}$	$\mathbb{P}(X < a_i) = F(m_i)$	Fonction de répartition
Moyenne	$\bar{x} = \sum_{i=1}^n f_i x_i$	$\mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(m_i) m_i$	Espérance
Médiane	$\hat{F}(\hat{M}) = \frac{1}{2}$	$\mathbb{P}(X < M) = \frac{1}{2}$	Médiane
Variance	$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$	$\sum_{i=1}^n \mathbb{P}(m_i) (m_i - \mathbb{E}[X])^2$	Variance

Cas d'une variable X continue : l'empirique ne change pas (avec $n_i = 1$)

Conclusion



- ▶ Résumé quantitatif
 - ▶ ordre 1 : centrage
 - ▶ ordre 2 : dispersion
 - ▶ ordres supérieurs : asymétrie, aplatissement...

- ▶ Résumé qualitatif (graphique)
 - ▶ qualitative : camembert
 - ▶ quantitative (continue) : boîte à moustache.
 - ▶ quantitative discrète : histogramme

- ▶ Méthode exploratrice
 - ▶ pour une exploration interactive des données