Université Cheikh Anta Diop de Dakar

Ecole Supérieure Polytechnique

Probabilité – Statistique

Chapitre 3 : Variables aléatoires et fonction de variables aléatoires

Dr. Dahirou WANE

Année universitaire : 2021 – 2022

Plan

- Quelques Définitions
- 2 Fonction de répartition
- 3 Variable aléatoire discrète
- 4 Variable aléatoire continue
- Couple de variables aléatoires
- 6 Variables aléatoires indépendantes

Plan



Quelques définitions

Quelques définitions

Dans une épreuve, une variable aléatoire (v.a) X est une quantité dont la valeur, a priori aléatoire, est déterminée à l'issue d'un tirage.

Elle est donc représentée comme une application X définie sur l'ensemble Ω des résultats possibles de l'épreuve.

Si X a un nombre fini ou infini dénombrable d'éléments, X est une v.a discrète

Si X a un nombre fini non dénombrable d'éléments, X est une v.a continue

Fonction de répartition

La fonction de répartition d'une v.a. X à valeurs dans un ensemble $E \subset \mathbb{R}$ est la fonction, notée F_x , qui à tout réel x associe la probabilité que X prenne une valeur inférieure ou égale à x:

$$F(X): \begin{array}{c} \mathbb{R} \to [0,1] \\ F(X): \\ x \to P(X \le x) \end{array}$$

Propriétés

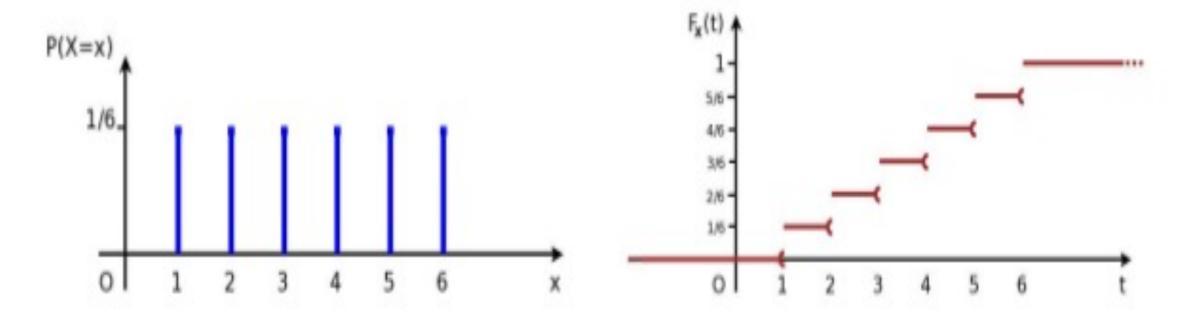
- ❖ F(x) est positive et non décroissante : $x_2 \ge x_1$ → $F(x_2) \ge F(x_1)$

- $P(x_1 \le x \le x_2) = F(x_2) F(x_1)$
- $\Rightarrow F(x) = P(X \le x)$

Fonction de répartition

Exemple 1 : X est le résultat du lancer d'un dé à 6 faces.

x	1	2	3	4	5	6
$\mathbb{P}(Y = x)$	1	1	1	1	1	1
$\mathbb{P}(X=x)$	$\overline{6}$	$\overline{6}$	$\overline{6}$	$\overline{6}$	$\overline{6}$	$\overline{6}$



Variable aléatoire discrète

v.a. dont les différentes valeurs sont finies ou infinies dénombrables.

Exemple 2 : jet d'une pièce

Soit X le nombre de jets successifs nécessaires pour obtenir la face 'Pile' au ième lancer.

E =
$$(1,2,3,...x)$$
 Face 'F': x-1 fois et Face 'P': au x^e lancer P(X=x) = $(1/2)^{x-1}$. $(1/2)$ = $(1/2)^x$

Loi de probabilité

X	1	2	3	•••	•••	X	Somme
P(X=x)	1/2	1/4	1/8	•••	•••	(1/2)×	1

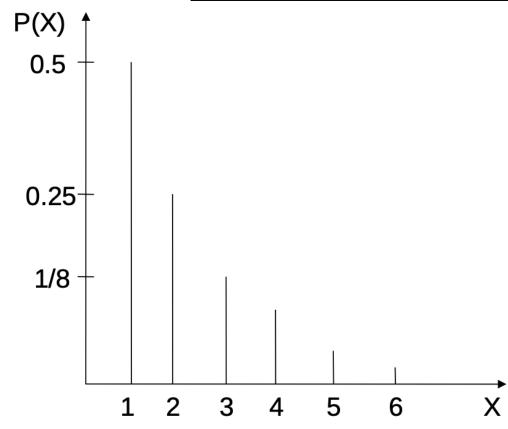
$$\sum_{x \to \infty} P(X = x) = \sum_{x=1}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^{x}$$

$$= \frac{a}{1 - q} = \frac{\frac{1}{2}}{1 - \frac{1}{2}} = 1$$

Suite géométrique de raison q = 1/2 et premier terme a = 1/2.

Variable aléatoire discrète

X	1	2	3	•••	•••	X	Somme
P(X=x)	1/2	1/4	1/8	•••	•••	(1/2)×	1
F(x)	1/2	3/4	7/8	•••	•••	1	



Variable aléatoire continue

Soit X une v.a qui peut prendre n'importe quelle valeur de l'ensemble de définition.

$$\exists f(x) / \begin{cases} 1) f(x) \ge 0 \\ 2) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) . dx = 1 \end{cases} \qquad P(a < x < b) = \int_{a}^{b} f(x) . dx$$

f(x) est appelée fonction de distribution de probabilité ou fonction de densité de probabilité.

Exemple 3 : Soit la fonction f(x) définie par :

$$f(x) = \begin{cases} c.x^2; & 0 < x < 3 \\ 0; & ailleurs. \end{cases}$$

- a) Calculer la constante c en utilisant la définition de la fonction de densité de probabilité
- b) Calculer P(1 < x < 2)
- c) Déterminer la fonction de répartition F(x).

Variable aléatoire continue

a) Détermination de la valeur de c :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} c. x^2. dx = 1 = \left[\frac{c. x^3}{3} \right]_{0}^{3} = 9c \implies c = \frac{1}{9}$$

b) Calcul de P(1 < x < 2):
$$P(1 < x < 2) = \int_{1}^{2} \frac{1}{9} x^{2} dx = \frac{8}{27} - \frac{1}{27} = \frac{7}{27}$$

C) Détermination de F(x):
$$F(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} f(x) dx$$

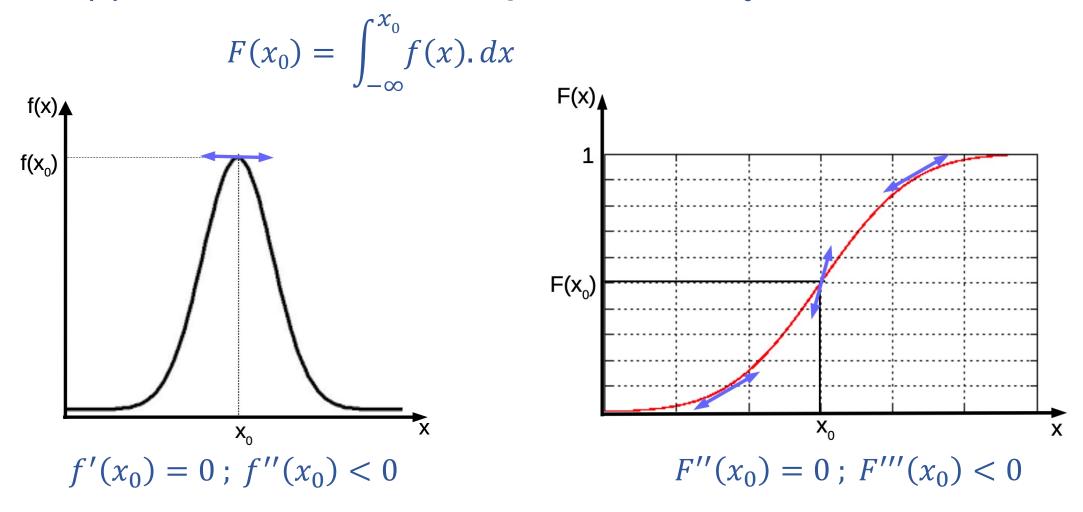
1) x < 0:
$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(x) dx = 0$$

2)
$$0 \le x < 3$$
: $F(x) = \int_{-\infty}^{0} f(x) . dx + \int_{0}^{x} f(x) . dx = \int_{0}^{x} \frac{1}{9} x^{2} . dx = \frac{x^{3}}{27}$

3)
$$x \ge 3$$
: $F(x) = \int_{-\infty}^{0} f(x) \cdot dx + \int_{0}^{3} f(x) \cdot dx + \int_{3}^{x} f(x) \cdot dx = 1$

Variable aléatoire continue

Relation F(x) et la fonction densité de probabilité en x₀



M₀ est appelé point d'inflexion

Variable aléatoire à 2 dimensions

Variable aléatoire discrète

Si X et Y sont 2 v.a. discrètes, on définit la fonction de probabilité conjointe de X et Y par

$$P(X = x, Y = y) = f(x, y) \qquad Avec \begin{cases} f(x, y) \ge 0. \\ \sum_{x} \sum_{y} f(x, y) = 1 \end{cases}$$

Si X =
$$(x_1, x_2, ..., x_n)$$
 et Y = $(y_1, y_2, ..., y_n)$

$$P(X = xi, Y = yj) = f(xi, yj)$$
: fonction de probabilité conjointe

Variable aléatoire discrète

$$X = (x_i)_{i \in I} \text{ et } Y = (y_j)_{j \in J}$$
 $P_{ij} = P(X = xi, Y = yj)$

Lois marginales

$$P(X = xi) = \sum_{j \in J} P(X = xi, Y = yj) = \sum_{j \in J} P_{ij} = P_{i}.$$

$$P(Y = yj) = \sum_{i \in J} P(X = xi, Y = yj) = \sum_{i \in J} P_{ij} = P_{.j}$$

Loi conditionnelle

$$P(X = x_i/Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{P_{ij}}{P_{ij}} = P_i^j$$

Indépendance

$$P(X = x_i/Y = y_i) = P(X = xi).P(Y = yj)$$

Variable aléatoire discrète

Considérons deux familles complètes d'événements (A₁, A₂, ..., A_n) et (B₁, B₂, ..., B_n)

$$P(A_i \cap B_j) = P_{ij}$$

Tableau de contingence

$$P(A_i) = P_i$$
 et $P(B_i) = P_{i}$ Image du tableau

$$P(A_i) = P\left(\bigcup_{j=1}^n (A_i \cap B_j)\right) = \sum_{j=1}^n P(A_i \cap B_j)$$

Par conséquent : $P_{i.} = \sum_{i=1}^{n} P_{ij}$ et de même $P_{.j} = \sum_{i=1}^{n} P_{ij}$

$$P_{.j} = \sum_{i=1}^{n} P_{ij}$$

Définition des probabilités conditionnelles

$$P(A_i/B_j) = \frac{P(A_i \cap B_j)}{P(B_j)} = \frac{P_{ij}}{P_{.j}} \qquad P(B_j/A_i) = \frac{P(A_i \cap B_j)}{P(A_i)} = \frac{P_{ij}}{P_{i.}}$$

Variable aléatoire discrète

Loi des probabilités totales

$$P(A_i) = \sum_{j} P(B_j) P(A_i/B_j)$$

A_i et B_i indépendants

$$P(A_i \cap B_j) = P(A_i).P(B_j)$$

$$P_{ij} = P_{i.}P_{.j}$$

A B	B ₁	B ₂	
A_1	P ₁₁	P ₁₂	P ₁ .
A ₂	P ₂₁	P ₂₂	P ₂ .
A ₃	P ₃₁	P ₃₂	P ₃ .
	P. ₁	P. ₂	1

Tableau de probabilité conjointe

X	y 1	y ₂		Yj		y n	Total
x ₁	f ₁₁	f ₁₂		f _{1j}		f _{1n}	f ₁ (x ₁)
X ₂	f ₂₁	f ₂₂		f _{2j}		f _{2n}	f ₁ (x ₂)
		•••		•••		•••	•••
Xi	f _{i1}	f _{i2}		f _{ij}		f _{in}	f ₁ (x _i)
•••	•••	•••		•••		•••	•••
X _n	f _{n1}	f _{n2}		f _{nj}		f _{nn}	f ₁ (x _n)
Total	f ₂ (y ₁)	f ₂ (y ₂)	•••	f ₂ (y _j)	•••	f ₂ (y _n)	1

Tableau de probabilité conjointe

Les probabilités

$$P(X = x_i) = f_1(x_i) = \sum_{j=1}^{n} f(x_i, y_j) = P_i.$$

$$P(Y = y_j) = f_2(y_j) = \sum_i f(x_i, y_j) = P_{.j}$$

Sont les fonctions de probabilité marginales de X et Y, respectivement

On note

$$\sum_{i=1}^{n} f_1(x_i) = 1 \quad et \quad \sum_{i=1}^{n} f_2(y_i) = 1 \qquad \qquad \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} f(x_i, y_j) = 1$$

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} f(x_i, y_j) = 1$$

Fonction de répartition conjointe de X et Y

$$F(x,y) = P(X \le x, Y \le y) = \sum_{u \le x} \sum_{v \le y} f(u,v)$$

Tableau de probabilité conjointe

Exemple 4 : jet de deux dés équilibrés. On définit la v.a. X comme le nombre de points amenés par le premier dé et la v.a. Y la somme des points donnés par les deux dés.

Loi de probabilité

X	Y 2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Loi marginale de X
1	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	0	0	0	0	0	1/6
2	0	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	0	0	0	0	1/6
3	0	0	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	0	0	0	1/6
4	0	0	0	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	0	0	1/6
5	0	0	0	0	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	0	1/6
6	0	0	0	0	0	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/36	1/6
Loi margina de Y	1/36	1/18	1/12	1/9	5/26	1/6	5/26	1/9	1/12	1/18	1/36	1

Licence GLSI (2021 – 2022)

Chapitre 3 : v.a

Tableau de probabilité conjointe

Formule des probabilités conditionnelles

Si

$$P_{i.} \neq 0 \ P(Y = y_j/X = x_i) = P_{j/i} = \frac{P_{ij}}{P_{i.}}$$

De même, si
$$P_{j.} \neq 0 \ P(X = x_i/Y = y_j) = P_{i/j} = \frac{P_{ij}}{P_{.j}}$$

Formule des probabilités composées

$$P_{ij} \neq 0$$
; $P_{i.}P_{j/i} = P_{.j}P_{i/j}$

Variable aléatoire continue

$$F(x,y) = P(X < x, Y < y)$$

Lois marginales

$$F_X(x) = P(X < x) = F(x, +\infty)$$

Densités marginales

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y). \, dy$$

Lois Conditionnelles

$$f_X(x/Y = y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$$

Indépendance

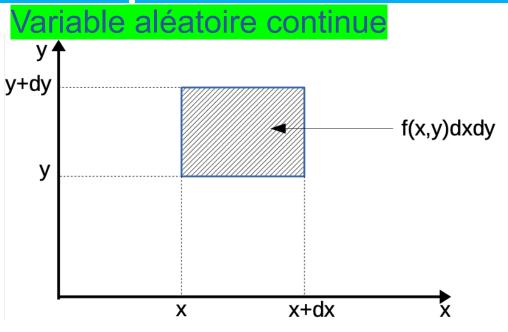
$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

$$f(x,y) = \frac{\partial^2 F(x,y)}{\partial x \cdot \partial y}$$

$$F_Y(y) = P(Y < y) = F(+\infty, y)$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) . dx$$

$$f_Y(y/X = x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$$



Par analogie avec le cas discret, en remplaçant les sommes par des intégralités, la fonction densité de probabilité conjointe X et Y est définie

1°)
$$f(x,y) \ge 0$$

2°)
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) \cdot dx \cdot dy = 1$$

$$P(x \le X \le x + dx, y \le Y \le y + dy) = f(x, y)dxdy$$

Densités marginales

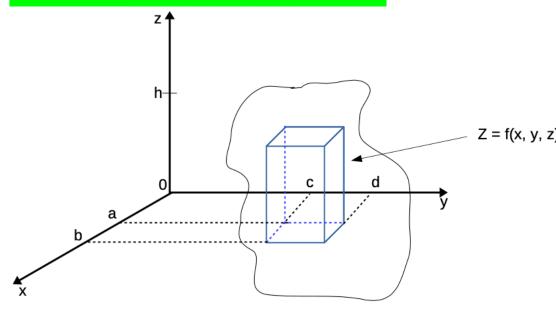
$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) . \, dx = f(y)$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) . \, dy = f(x)$$

$$Z = f(x, y)$$

Probabilité de surface

Variable aléatoire continue



Le volume total limité par la surface formée par le plan (x,y) est égale à 1

$$P(a \le x \le b, c \le y \le d, 0 \le z \le h) = \int_{x=a}^{b} \int_{y=c}^{d} \int_{z=0}^{h} f(x, y, z) dx. dy. dz$$

$$Z = f(x, y, z)$$

Probabilité de volume

Variable aléatoire continue

Fonction de distribution conjointe de X et Y est :

$$F(x,y) = P(X \le x, Y \le y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du. dv$$

Donc
$$\frac{\partial^2 F}{\partial x \partial y} = f(x, y)$$

Fonction de distributions marginales

$$P(X \le x) = F_1(x) = \int_{u=-\infty}^{x} \int_{v=-\infty}^{+\infty} f(u, v) du. dv$$

$$P(Y \le y) = F_2(y) = \int_{u=-\infty}^{+\infty} \int_{v=-\infty}^{y} f(u, v) du. dv$$

variables aléatoires indépendantes

Soient deux v.a. X et Y. Si les événements X = x et Y = y sont indépendantes pour tout x et y, on dit que X et Y sont v.a. indépendantes

Dans ce cas:

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y)$$
 Cas discret

$$f(x,y) = f_1(x)f_2(y)$$

Cas continu

Soient X et Y deux v.a. Si les événements $X \le x$ et $Y \le y$ sont indépendantes on dit que les deux v.a. X et Y sont indépendantes.

$$P(X \le x, Y \le y) = P(X \le x)P(Y \le y)$$

$$F(x,y) = F_1(x)F_2(y)$$

Où $F_1(x)$ et $F_2(y)$ sont les fonctions de distributions marginales de X et Y respectivement.

Inversement X et Y sont indépendants si pour tout x et y leur fonction de distribution conjointe F(X,Y) peut être exprimée comme un point $F(x,y) = F_1(x).F_2(y)$

Distributions conditionnelles

La densité de probabilité conditionnelle de y liée par X = x est :

$$Z(y/x) = \frac{f(x,y)}{f(x)} = \frac{f(x,y)}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy}$$

De même la densité de probabilité conditionnelle de X liée par Y = y est :

$$Z(x/y) = \frac{f(x,y)}{f(y)} = \frac{f(x,y)}{\int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx}$$

X et Y sont indépendantes si pour tout couple (x,y): f(x,y) = f(x).f(y)

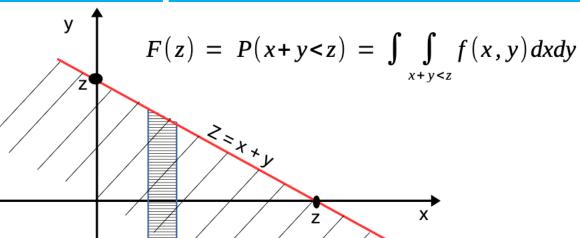
Loi de densité : variable aléatoire à densité

(x,y) est dite à densité si
$$\exists$$
 (x,y), $F_{X,Y}(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v)du.dv$

1°)
$$f(x,y) \ge 0 \ \forall \ (x,y) \in \mathbb{R}^2$$
 2°) $\iint_{\mathbb{R}^2} f_{X,Y}(x,y) dx. dy = 1$

Somme de deux v.a. indépendantes

$$Z = x + y$$
 $F(Z) = P(Z < z)$



Si X et Y sont indépendantes :

$$F(z) = \iint_{x+y < z} f(x).g(y)dx.dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[f(x).dx \int_{-\infty}^{z-x} g(y).dy \right]$$

$$F(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} G(z-x)f(x).dx \text{ De même } F(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} F(z-y)g(y).dy$$

$$f(z) = \frac{d}{dz} \int_{-\infty}^{+\infty} F(z-y)g(y).dy$$

$$f(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y)g(y).dy = \int_{-\infty}^{+\infty} g(z-x)f(x).dx \text{ Produit de convolution}$$
Licence GLSI (2021 – 2022) Chapitre 3 : v.a

Notion de moment et fonction

Théorie de la moyenne

Soit une fonction g(X), X = v.a. discrète ou continue. La moyenne de g(X) est définie par:

Cas discret :
$$E[g(X)] = \sum_{i} P_{i}g(x_{i})$$
 Cas continu : $E[g(X)] = \int_{D} f(x)g(x)dx$

Si g(X) est l'espérance mathématique, alors E[g(X)] = E(X)

Moment d'ordre 1

Cas discret:
$$m_1 = E(X) = \sum_i P_i x_i$$
 Cas continu: $m_1 = E(X) = \int_D x f(x) dx$

La variable aléatoire est centrée si : $\bar{X} = E(X) = 0$

Moment d'ordre k

Cas discret:
$$m_k = E(X^k) = \sum_i P_i x_i^k$$
 Cas continu: $m_k = E(X^k) = \int_D x^k f(x) dx$

Variance et Écart-type

Variance
$$V(X) = \sigma_X^2 = E[(X - \bar{X})^2] = E[(X - E(X))^2]$$

Cas discret:
$$\sigma_X^2 = \sum_i P_i(x_i - m_1)^2$$
 Cas continu: $\sigma_X^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - m_1)^2 f(x) dx$

Théorique :
$$V(X) = \sigma_X^2 = E[(X^2 - 2XE(X) + E^2(X))] = E(X^2) - m_1^2$$

Changement de variable :

Translation
$$\sigma_{X+a}^2 = E[(X+a-\overline{(X+a)})]^2 = E(X-\overline{X})^2 = \sigma_X^2$$

Conclusion : il y a une invariance lorsque $X \rightarrow X + a$

Homothétie :
$$\sigma_{aX}^2 = E[(aX - \overline{(aX)})]^2 = a^2[E(X^2) - (E(X))^2] = a^2(m_2 - m_1^2) = a^2\sigma_X^2$$

Conclusion : $X \to X + a$; $\sigma_{aX}^2 = a^2 \cdot \sigma_X^2$

Écart-type
$$\sigma_X = \sqrt{V(X)}$$

Variance et Écart-type

Exemple 5 : Soit X une variable aléatoire discrète

X	1	2	3		n
X ²	1	4	9	•••	n²
P(X)	Р	qp	q^2p		q^np

Avec
$$p + q = 1$$

- a) Vérifier que la somme des probabilités est égale à 1
- b) Déterminer l'espérance mathématique et l'écart-type de cette v.a.

Solution

a)
$$0 \le p \le 1$$
 et $0 \le q \le 1$
$$\sum_{i} P_{i} = p(1 + q + q^{2} + ...) = p \frac{1 - q^{n}}{1 - q} = 1$$

b)
$$E(X) = p + 2qp + 3q^2p + ... = p(1 + 2q + 3q^2 + ...)$$

$$= p \frac{d}{dq} (q + q^2 + q^3 + \dots) = p \frac{d}{dq} \left(\frac{q}{1 - q} \right) = p \left(\frac{1 - q + q}{(1 - q)^2} \right) = p \left(\frac{1}{(1 - q)^2} \right) \rightarrow E(X) = \frac{1}{p} = m_1$$

Variance et Écart-type

Exemple 5 : Soit X une variable aléatoire discrète

Solution (suite)

$$E(X^2) = p(1 + q2^2 + q^23^2 + \dots) = p(1 + 4q + 9q^2 + \dots)$$

$$= p\frac{d}{dq} \left(q + 2q^2 + 3q^3 + \dots \right) = p\frac{d}{dq} \left(q \left(\frac{d}{dq} \left(\frac{1}{1 - q} \right) \right) \right)$$

$$E(X^{2}) = p \frac{d}{dq} \left(\frac{q}{(1-q)^{2}} \right) = p \left(\frac{1+q}{(1-q)^{3}} \right) = \frac{1+q}{p^{2}}$$

$$Var(X) = \sigma_X^2 = m_2 - m_1^2 = \frac{1+q}{p^2} - \frac{1}{p^2} = \frac{q}{p^2}$$

$$Var(X) = \sigma_X^2 = \frac{q}{p^2} \rightarrow \sigma_X = \frac{\sqrt{q}}{p}$$

Covariance et Coefficient de corrélation linéaire

X et Y deux variables aléatoires Var(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2E[(X - E(X))(Y - E(Y))]

On pose par définition

$$Cov(X,Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$$

Propriétés:

$$Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$$

 $Cov(X, Y + Z) = Cov(X, Z) + Cov(X, Y)$
 $Cov(X, \lambda Y) = \lambda Cov(Y, X)$
 $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$

Cas particulier : X et Y deux v.a. indépendantes Cov(X,Y) = 0, La réciproque est fausse.

Mesure de la dépendance entre deux v.a. :

$$\rho = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \qquad -1 \le \rho \le 1$$

ho: coefficient de corrélation linéaire

Covariance et Coefficient de corrélation linéaire

Application

$$\rho = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

```
\rho = \mp 1 \, si \, |Cov(X,Y)| = \sigma_X \sigma_Y
Donc (X - E(X)) \, et \, (Y - E(Y)) sont \, proportion nelles
Soit \, X - E(X) = a[Y - E(Y)])
```

 $\rho = \pm 1$ si \exists une relation linéaire entre X et Y)

 $\rho=0: pas \ de \ relation \ linéaire mais possibilité de relation fonctionnelle <math>(E_X, X \ et \ X^2)$ X et Y non corrélées.

 $\rho > 0$: *X et* Y positivement corrélées

 $\rho < 0$: X et Y négativement corrélées

Chapitre 3: V.A. et fonctions de V.A.

