

Covariance, résultats asymptotiques

Dans tout ce polycopié, on sera placé dans un espace probabilisé (Ω, \mathcal{T}, P)

♥ théorème 1: Rappels de certains résultats

Soit X étant une v.a.r. sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{T}, P)

1. X possède une variance ssi X^2 possède une espérance
2. si X possède une variance alors X possède une espérance
3. Dans le cas où X possède une espérance, la v.a. $X - E(X)$ est une v.a. dite centrée, càd d'espérance nulle
4. $V(X) = 0$ ssi X est constante sauf éventuellement sur un ensemble négligeable
5. Deux v.a. qui suivent la même loi possèdent la même variance et la même espérance.

♥ théorème 2: admis

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles discrètes sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{T}, P) .
Si X^2 et Y^2 admettent des espérances finies alors XY admet une espérance finie.

rappel: dans le cas où $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$ sont finies, l'espérance et la variance existent toujours

Dans la preuve, on utilise l'inégalité $|XY| \leq \frac{1}{2}(X^2 + Y^2)$ qu'il faut savoir redémontrer

1 JAN définition 1: covariance

Soit (Ω, \mathcal{T}, P) un espace probabilisé.

Soient X et Y deux v.a.r. discrètes qui admettent des variances.

On appelle covariance de X et de Y , et on note $\text{cov}(X, Y)$ la quantité

$$\text{cov}(X, Y) = E((X - E(X)) \cdot (Y - E(Y)))$$

rem: la covariance est l'espérance du produit des deux variables préalablement centrées.

♥ théorème 3: Formule de Koenig-Huygens

Lorsque la covariance de X et de Y existe, on a

$$\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Pour plus de clarté dans la démonstration, nous noterons $\mu_X = E(X)$ et $\mu_Y = E(Y)$.

Par linéarité de l'espérance, on peut écrire

$$\begin{aligned} \text{cov}(X, Y) &= E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y)) \\ &= E(XY - \mu_X Y - \mu_Y X + \mu_X \mu_Y) \\ &= E(XY) - \mu_X E(Y) - \mu_Y E(X) + \mu_X \mu_Y \underbrace{E(1)}_{=1} = E(XY) - \mu_X \mu_Y = E(XY) - E(X)E(Y) \end{aligned}$$

♠ méthode 1: comment calculer la covariance de 2 va

Notons $X(\Omega) = \{x_i | i \in I\}$ et $Y(\Omega) = \{y_j | j \in J\}$ ainsi que $\mu_X = E(X)$ et $\mu_Y = E(Y)$.

Le théorème de transfert se généralisant à une fonction de 2 variables, on a en particulier

$$E(XY) = \sum_{i \in I} \sum_{j \in J} x_i \cdot y_j \cdot P(X = x_i \cap Y = y_j)$$

et

$$E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y)) = \sum_{i \in I} \sum_{j \in J} (x_i - \mu_X)(y_j - \mu_Y) \cdot P(X = x_i \cap Y = y_j)$$

- Le calcul de la covariance se fait donc par le calcul d'une double somme.
- Lorsque $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$ sont finis, il n'y a pas de problème de convergence!
- Dans le cas particulier classique où $X(\Omega) \subset \mathbb{N}$ et $Y(\Omega) \subset \mathbb{N}$, on a

$$E(XY) = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} i \cdot j \cdot P(X = i \cap Y = j)$$



exemple 1: ce calcul est à savoir refaire

Une urne contient n boules numérotées de 1 à n . On tire successivement et sans remise deux boules de l'urne. X est le numéro le plus petit et Y est le numéro le plus grand.

Il est facile de montrer que pour tout $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$, $P((X = i) \cap (Y = j)) = \begin{cases} \frac{2}{n(n-1)} & \text{si } i < j \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

On a

$$\begin{aligned} E(XY) &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n ij P((X = i) \cap (Y = j)) \\ &= \sum_{1 \leq i < j \leq n} ij P((X = i) \cap (Y = j)) \\ &= \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n ij P((X = i) \cap (Y = j)) \\ &= \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n ij \frac{2}{n(n-1)} \\ &= \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} i \sum_{j=i+1}^n j \\ &= \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} i \frac{(n+i+1)(n-i)}{2} \\ &= \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} (n^2 + n)i - i^2 - i^3 \\ &= \frac{1}{n(n-1)} \left[(n^2 + 2n) \frac{n(n-1)}{2} - \frac{(n-1)n(2n-1)}{6} - \frac{n^2(n-1)^2}{4} \right] = \dots = \frac{(n+1)(3n+2)}{12} \end{aligned}$$

Il est facile de montrer que $E(X) = \frac{n+1}{3}$ et $E(Y) = \frac{2(n+1)}{3}$

On a alors $\text{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{(n+1)(3n+2)}{12} - \frac{2(n+1)^2}{9} = \frac{(n+1)(n-2)}{36}$

**exemple 2:**

Soit (X, Y) un couple de v.a discrètes dont la loi est donnée par le tableau de gauche suivant:

| $X \setminus Y$ | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------------|------|------|------|------|
| 1 | 0.08 | 0.04 | 0.16 | 0.12 |
| 2 | 0.04 | 0.02 | 0.08 | 0.06 |
| 3 | 0.08 | 0.04 | 0.16 | 0.12 |

| $Z \setminus T$ | 1 | 2 | 3 | 4 |
|-----------------|------|------|------|------|
| 1 | 0.08 | 0.08 | 0.24 | 0.12 |
| 2 | | 0.02 | | |
| 3 | | | | |

- Déterminer $\text{cov}(X, Y)$ (on devra trouver 0)
- On pose $Z = \min(X, Y)$ et $T = \max(X, Y)$. Déterminer $\text{cov}(Z, T)$ (on trouvera $E(ZT) = 5.6$ et $\text{cov}(Z, T) = 0.2496$)

**théorème 4: lien entre variance et covariance**

Soit (Ω, \mathcal{T}, P) un espace probabilisé.

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles discrètes possédant une variance.

- i) Pour tout $(a, b) \in \mathbb{R}^2$ la variable aléatoire $aX + bY$ possède une variance et l'on a

$$V(aX + bY) = a^2.V(X) + b^2.V(Y) + 2ab.\text{cov}(X, Y)$$

- ii) en particulier,

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2\text{cov}(X, Y) \quad \text{et} \quad V(X - Y) = V(X) + V(Y) - 2\text{cov}(X, Y)$$

rem: bien sûr, lorsque $X(\Omega)$ et $Y(\Omega)$ sont finis, les variances et la covariance existent toujours

**théorème 5: cas particulier de va indépendantes**

Soit (Ω, \mathcal{T}, P) un espace probabilisé.

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles discrètes **indépendantes** possédant une variance.

Alors:

$$E(XY) = E(X)E(Y) \quad , \quad \text{cov}(X, Y) = 0 \quad , \quad V(X + Y) = V(X) + V(Y)$$

rem: deux va indépendantes ont une covariance nulle mais la réciproque est fautive!

**exemple 3: ... la réciproque est fautive!**

On lance deux fois une pièce de monnaie équilibrée.

Soient X la variable prenant pour valeur de nombre de Pile obtenus moins un, et Y la variable prenant pour valeur le nombre de Pile au deuxième lancer moins le nombre de Pile au premier lancer.

- Déterminer la loi conjointe du couple (X, Y)
- Calculer la covariance des variables X et Y
- Montrer que les variables X et Y ne sont pas indépendantes.

1. On a bien sûr $X(\Omega) = Y(\Omega) = \{-1, 0, 1\}$

| $X \setminus Y$ | -1 | 0 | 1 |
|-----------------|----|---|---|
| -1 | . | . | . |
| 0 | | | |
| 1 | | | |

**exemple 4: covariance de deux va constantes**

Soient X et Y deux va constantes. Calculer $\text{cov}(X, Y)$. Remarque?



exemple 5: ... exemple non contradictoire avec la remarque du théorème 5

Soient X et Y deux va suivant une même loi de bernoulli $\mathcal{B}(p)$

Montrer que X et Y sont indépendantes ssi $\text{cov}(X,Y) = 0$

1. Par théorème, on sait que si X et Y sont indépendantes alors $\text{cov}(X,Y) = 0$
2. Réciproquement, on suppose que $\text{cov}(X,Y) = 0$
 - Comme X et Y sont des variables de Bernoulli, on a

$$E(X.Y) = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 i.j.P(X = i \cap Y = j) = P(X = 1 \cap Y = 1)$$

- Comme $\text{cov}(X,Y) = 0$, on sait que $E(X.Y) = E(X).E(Y)$ c'est à dire

$$P(X = 1 \cap Y = 1) = p.p = P(X = 1).P(Y = 1)$$

- Cette seule égalité ne suffit pas par pour conclure que X et Y sont indépendants; cependant, on sait par théorème que si deux événements A et B sont indépendants alors \bar{A} et B seront indépendants, A et \bar{B} seront indépendants, \bar{A} et \bar{B} seront indépendants.

Comme X et Y ne prennent que deux valeurs, on peut **maintenant** affirmer que X et Y sont indépendantes!



théorème 6: Quelques formules à savoir retrouver... produit scalaire?

- i) $V(aX) = a^2V(X)$ et $\text{cov}(X,X) = V(X)$
- ii) $4 \text{cov}(X_1, X_2) = V(X_1 + X_2) - V(X_1 - X_2)$
- iii) $\text{cov}(X_1, X_2) = \text{cov}(X_2, X_1)$
- iv) $V\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j) = \sum_{k=1}^n V(X_k) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{cov}(X_i, X_j)$
- v) $\text{cov}\left(\sum_{k=1}^n a_k X_k, Y\right) = \sum_{k=1}^n a_k \cdot \text{cov}(X_k, Y)$ et $\text{cov}\left(Y, \sum_{k=1}^n a_k X_k\right) = \sum_{k=1}^n a_k \cdot \text{cov}(Y, X_k)$
- vi) $\text{cov}\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i, \sum_{j=1}^m b_j Y_j\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m a_i b_j \text{cov}(X_i, Y_j)$
- vii) si X_1, \dots, X_n sont 2 à 2 indépendantes alors $V\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{k=1}^n V(X_k)$

rem: cov est une forme bilinéaire symétrique et positive! On a en particulier:

- $\text{cov}(a.X_1 + b.X_2, Y) = a. \text{cov}(X_1, Y) + b. \text{cov}(X_2, Y)$
- $\text{cov}(X, a.Y_1 + b.Y_2) = a. \text{cov}(X, Y_1) + b. \text{cov}(X, Y_2)$
- $V(X_1 + X_2 + X_3) = V(X_1) + V(X_2) + V(X_3) + 2. \text{cov}(X_1, X_2) + 2. \text{cov}(X_1, X_3) + 2. \text{cov}(X_2, X_3)$



définition 2: coefficient de corrélation

Soit (Ω, \mathcal{T}, P) un espace probabilisé.

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles discrètes qui admettent des variances non nulles

On appelle coefficient de corrélation de X et de Y le réel: $\rho(X,Y) = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)}$



exemple 6: variables aléatoires affinement liées

Soit X une va de variance non nulle.

On considère $Y = aX + b$ avec $(a,b) \in \mathbb{R}^* \times \mathbb{R}$ fixé.

Déterminer $\text{cov}(X,Y)$ puis $\rho(X,Y)$ en fonction de $V(X)$



théorème 7: inégalité de Cauchy-Schwarz

Soit (Ω, \mathcal{T}, P) un espace probabilisé.

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles discrètes qui admettent des variances non nulles

Alors:

- i) $[\text{cov}(X,Y)]^2 \leq V(X).V(Y)$ càd $|\text{cov}(X,Y)| \leq \sigma(X).\sigma(Y)$
- ii) $-1 \leq \rho(X,Y) \leq 1$
- iii) $|\rho(X,Y)| = 1$ si et seulement si il existe deux réels a et b tels que l'évènement $(Y = aX + b)$ est presque certain, c'est à dire tel que $P(Y = aX + b) = 1$

Quelques remarques:

- Si les va sont indépendantes alors le coefficient de corrélation est nul
- le coefficient de corrélation mesure si deux variables aléatoires sont, presque sûrement, affinement liées ou non
- interprétation de $\text{cov}(X,Y) > 0$: plus X est élevé, plus, en moyenne, Y est élevé (et réciproquement)
- interprétation de $\text{cov}(X,Y) < 0$: plus X est élevé, plus, en moyenne, Y est petit (et réciproquement)

démonstration

Soit X une va telle que $V(X) \neq 0$.

Considérons
$$\begin{array}{l} f : \mathbb{R} \longrightarrow \mathbb{R} \\ \lambda \longmapsto V(\lambda X + Y) \end{array}$$

- Pour tout λ réel on a $f(\lambda) = \lambda^2.V(X) + 2\lambda.\text{cov}(X,Y) + V(Y)$.
il s'agit d'une fonction polynomiale de degré 2 (car $V(X) \neq 0$) qui est toujours positive sur \mathbb{R} (car une variance est toujours positive): ceci signifie que son discriminant Δ est inférieur ou égal à zéro. Or $\Delta = 4\text{cov}^2(X,Y) - 4V(X)V(Y)$.
- On a bien prouvé que $(\text{cov}(X,Y))^2 \leq V(X)V(Y)$, ce qui équivaut encore à $|\text{cov}(X,Y)| \leq \sigma(X).\sigma(Y)$
- étude du cas d'égalité

$$\begin{aligned} |\text{cov}(X,Y)| \leq \sigma(X).\sigma(Y) &\iff \Delta = 0 \\ &\iff \exists! \lambda \in \mathbb{R}, f(\lambda) = 0 \\ &\iff \exists! \lambda \in \mathbb{R}, V(\lambda X + Y) = 0 \\ &\iff \exists! (\lambda, \mu) \in \mathbb{R}^2, \lambda X + Y = \mu \quad \text{avec probabilité un} \end{aligned}$$



exemple 7:

Une urne contient n boules numérotées de 1 à n . On tire successivement et sans remise deux boules de l'urne. X_1 est le premier numéro tiré, X_2 est le second

1. Déterminer la loi de (X_1, X_2) puis les lois de X_1 et de X_2
2. Les variables X_1 et X_2 sont-elles indépendantes? Calculer $\rho(X_1, X_2)$.
3. A quelle condition X_1 et X_2 sont-elles presque sûrement liées affinement? Trouver alors la relation les liant!

**exemple 8:**

Soit X une va possédant une variance

Soient X_1 et X_2 deux va qui suivent la même loi que celle de X et telles que $X_1 + X_2$ suit la loi de la va $2X$.

1. Montrer que $\text{cov}(X_1, X_2) = V(X)$
2. Montrer que $V(X_1 - X_2) = 0$
3. En déduire que $P(X_1 = X_2) = 1$

**exemple 9: on pourra se limiter à $n = 4$ dans un premier temps**

Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de va indépendantes suivant une même loi de Bernoulli de paramètre p .

On pose $Y_n = X_n X_{n+1}$ ainsi que $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ et $V_n = \sum_{i=1}^n Y_i$

1. Donner $E(S_n)$ et $V(S_n)$
2. Donner la loi de Y_n puis $E(Y_n)$, $V(Y_n)$ et $E(V_n)$
3. Démontrer que $\text{cov}(Y_i, Y_j) = \begin{cases} 0 & \text{si } j > i + 1 \\ p^3 - p^4 & \text{si } j = i + 1 \end{cases}$
4. Justifier que $V(V_n) = \sum_{i=1}^n p^2(1-p^2) + 2 \left(\sum_{i=1}^{n-1} p^3 - p^4 \right)$
puis en déduire que $V(V_n) = p^2 n(1-p)(np+1)$
5. Les plus courageux pourront justifier que $\text{cov}(S_n, V_n) = p^2(1-2n)(p-1)$

**exemple 10:**

On lance n fois une pièce de monnaie qui a la probabilité p de tomber sur Pile.

On note X le nombre de Piles obtenus et Y le nombre de Faces obtenus.

1. Donner les lois de X et Y ainsi que leurs espérances et variances.

On souhaite maintenant calculer $\text{cov}(X, Y)$

2. première solution: par le calcul direct et lourd (mais formateur!)

$$\text{On a } E(XY) = \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^n ij P((X=i) \cap (Y=j))$$

$$\text{or } P((X=i) \cap (Y=j)) = 0 \text{ lorsque } i+j \neq n$$

$$\text{donc } E(XY) = \sum_{i=0}^n i(n-i) P((X=i) \cap (Y=n-i)) = \dots$$

3. deuxième solution: en utilisant la relation $X + Y = n$

$$\text{On a alors } E(XY) = \dots$$

4. troisième solution: en utilisant le fait que l'on peut dire que $\rho(X, Y) =$