

RFIDEC — cours 1 : Rappels de probas/stats (3/3)

Christophe Gonzales

LIP6 – Université Paris 6, France

Plan du cours 1.3

- 1 variables aléatoires
- 2 caractéristiques et variables aléatoires
- 2 indépendances de variables aléatoires
- 3 loi binomiale et loi de Poisson
- 4 loi normale

RFIDEC — cours 1 : Rappels de probas/stats (3/3)

2/35

Variables aléatoires (1/2)

Exemple

- au début : vous avez 1000 €
- jeu : je tire 3 cartes parmi un jeu de 32 cartes et, suivant le tirage, je vous donne ou vous prend de l'argent :

			
2000 €	500 €	0 €	-1000 €

$$P(2000\text{ €}) = P(3\text{ rois})$$

$$P(\text{gain} \geq 500\text{ €}) = P(3\text{ rois}) + P(2\text{ rois})$$

Variables aléatoires (2/2)

Définition

- Ω = univers muni d'une loi de proba $P(\cdot)$
- Ω' un autre ensemble
- 2^Ω et $2^{\Omega'}$ = ensemble des sous-ensembles de Ω et de Ω'
- **variable aléatoire** = fonction Γ de 2^Ω dans $2^{\Omega'}$ telle que :

$$\Gamma^{-1}(A') \in 2^\Omega \quad \forall A' \in 2^{\Omega'}$$

Probabilité sur Ω'

loi de proba $P'(\cdot)$ sur Ω' :

$$P'(A') = P(\Gamma^{-1}(A')) \quad \forall A' \in 2^{\Omega'}$$

notation : $P(\Gamma = A') = P(\Gamma^{-1}(A'))$

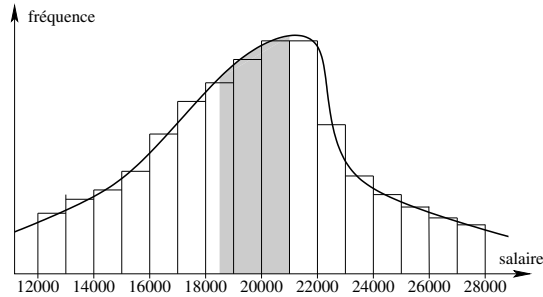
RFIDEC — cours 1 : Rappels de probas/stats (3/3)

4/35

RFIDEC — cours 1 : Rappels de probas/stats (3/3)

3/35

Probabilités : retour sur le cas continu (1/2)



$$P(X \in I) = \int_I p(x) dx$$

avec P = proba et p = fonction de densité

\Rightarrow connaître p = connaître P

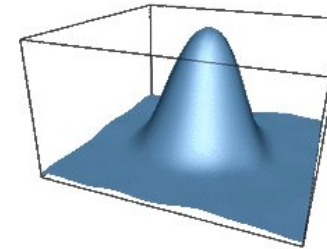
intervalles $] -\infty, x[\Rightarrow$ fonction de répartition :

$$F(x) = P(X < x) = \int_{-\infty}^x p(y) dy$$

Probabilités : retour sur le cas continu (2/2)

- variables bi-dimensionnelles, ou couples de variables, continues, (X, Y)
- densité de probabilité = $p(x, y)$
- fonction de répartition = $F(x, y)$
- alors $\forall x, y$:

$$F(x, y) = P(X < x, Y < y) = \iint_{\{(x', y') : x' < x, y' < y\}} p(x', y') dx' dy'$$



Caractéristiques d'une loi de probabilités (1/3)

Caractéristiques

- **Médiane** M : $P(X \leq M) \geq \frac{1}{2}$ et $P(X \geq M) \geq \frac{1}{2}$

- **Espérance mathématique** ou **moyenne** : $E(X)$

$$X \text{ discrète : } E(X) = \sum x_k p_k$$

$$X \text{ continue : } E(X) = \int x p(x) dx$$

⚠ l'espérance mathématique n'existe pas toujours

- **Mode** : Mo de P (pas toujours unique) :

$$X \text{ discrète : } p(Mo) = \max_k p(x_k)$$

$$X \text{ continue : } p(Mo) = \max_x p(x)$$

Propriétés de l'espérance

- $E(aX + b) = aE(X) + b$
- $\forall X, Y, E(X + Y) = E(X) + E(Y)$

Application de l'espérance (1/3)

- X = variable aléatoire \approx 1 caractère dans une phrase
- domaine de $X = \{x_1, \dots, x_{16}\}$

Encodage « classique d'une phrase » :

- 16 valeurs possibles \Rightarrow codage sur 4 bits
 \Rightarrow phrase de 10 caractères = 40 bits

Proba d'apparition des caractères ($\times 100$)

x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}	x_{12}	x_{13}	x_{14}	x_{15}	x_{16}
1	3	2	6	5	4	2	3	1	21	6	5	9	17	7	8

- Minimisation de l'espérance du nombre de bits \Rightarrow compression

Indépendance de deux variables discrètes

X et Y sont *indépendantes* si $\forall x, \forall y$:

les événements $X = x$ et $Y = y$ sont indépendants

- $\forall x, \forall y, P(X = x \cap Y = y) = P(X = x) \times P(Y = y)$
- $\forall x, \forall y \text{ t.q. } P(Y = y) > 0, P(X = x | Y = y) = P(X = x)$
- $\forall y, \forall x \text{ t.q. } P(X = x) > 0, P(Y = y | X = x) = P(Y = y)$

Indépendance de deux variables continues

X et Y sont *indépendantes* si $\forall I, \forall J$, intervalles,

les événements $X \in I$ et $Y \in J$ sont indépendants

Il suffit que les fonctions de répartition, F_X, F_Y de X et Y et F_{XY} du couple satisfassent :

$$\forall x, y, F_{XY}(x, y) = F_X(x) \times F_Y(y)$$

ou encore que les densités de probabilité p_X, p_Y de X et Y et p_{XY} du couple satisfassent :

$$\forall x, y, p_{XY}(x, y) = p_X(x) \times p_Y(y)$$

Propriété

La covariance de deux variables indépendantes X et Y est toujours nulle

La réciproque est fautive

$$\text{cov}(X, Y) = \iint [x - E(X)][y - E(Y)]p_{XY}(x, y)dx dy$$

$$X \text{ et } Y \text{ indep} \implies p_{XY}(x, y) = p_X(x) \times p_Y(y)$$

$$\implies \text{cov}(X, Y) = \int [x - E(X)]p_X(x)dx \int [y - E(Y)]p_Y(y)dy$$

$$\text{Or } \int [x - E(X)]p_X(x)dx = \int xp_X(x)dx - \int E(X)p_X(x)dx$$

$$= E(X) - E(X) = 0$$

$$\implies \text{cov}(X, Y) = 0 \times 0 = 0$$

Définition

n variables $(X_1, X_2, \dots, X_k, \dots, X_n)$

Elles sont *mutuellement indépendantes* si tout événement lié à une partie d'entre elles est indépendant de tout événement lié à toute autre partie disjointe de la précédente

\implies c'est la généralisation naturelle de l'indépendance de deux variables :

des variables discrètes $(X_1, \dots, X_k, \dots, X_n)$ sont mutuellement indépendantes lorsque :

$$\forall x_k \quad P\left(\bigcap_{k=1}^n X_k = x_k\right) = \prod_{k=1}^n P(X_k = x_k)$$

Indépendance mutuelle de n variables (2/3)

des variables continues $(X_1, \dots, X_k, \dots, X_n)$ sont mutuellement indépendantes lorsque $\forall x_k (k = 1, \dots, n)$:

$$p_{X_1 \dots X_k \dots X_n}(x_1, \dots, x_k, \dots, x_n) = \prod_{k=1}^n p_{X_k}(x_k)$$

L'indépendance mutuelle de n variables entraîne leur indépendance deux à deux

 la réciproque n'est pas vraie

Indépendance mutuelle de n variables (3/3)



- Soit n dés à 6 faces
- X_k : variable aléatoire indiquant sur quelle face tombe le k ème dé
- tous les dés sont différents $\implies X_1, \dots, X_n$ mutuellement indépendantes

$$p_{X_1 \dots X_k \dots X_n}(x_1, \dots, x_k, \dots, x_n) = \prod_{k=1}^n p_{X_k}(x_k)$$

\implies stockage mémoire = $6n$ au lieu de 6^n

$n = 10$	60	60 millions
$n = 20$	120	3,6 millions de milliards

Indépendance conditionnelle (1/2)

Indépendance conditionnelle de deux variables discrètes

X et Y sont **indépendantes conditionnellement à Z** si $\forall x, \forall y, \forall z$, les événements $X = x$ et $Y = y$ sont indépendants conditionnellement à $Z = z$

- $P(X=x \cap Y=y | Z=z) = P(X=x | Z=z) \times P(Y=y | Z=z)$
- si $P(Y=y | Z=z) > 0$ alors :
 $P(X=x | Y=y, Z=z) = P(X=x | Z=z)$
- si $P(X=x | Z=z) > 0$ alors :
 $P(Y=y | X=x, Z=z) = P(Y=y | Z=z)$

Indépendance conditionnelle (2/2)


Indépendance conditionnelle de deux variables discrètes

X et Y sont **indépendantes conditionnellement à Z** si :

- $P(X \cap Y | Z) = P(X | Z) \times P(Y | Z)$
- si $P(Y | Z) > 0$ alors $P(X | Y, Z) = P(X | Z)$
- si $P(X | Z) > 0$ alors $P(Y | X, Z) = P(Y | Z)$

Interprétation

- Conditionnement = apport de connaissances
- Si l'on connaît la valeur de la variable Z , alors connaître celle de Y n'apporte rien sur la connaissance de X

 Ces formules s'étendent si X , Y et/ou Z sont remplacés par des ensembles de variables aléatoires disjoints 2 à 2



- Classe de 40 étudiants
- **assertion** : «il y a au moins 2 étudiants qui sont nés le même jour»

Avez-vous intérêt à parier 10 € que cette assertion est vraie ?

- $X_i \in \{1, \dots, 365\}$ le jour de naissance du i ème étudiant
- que vaut $P(\text{tous les } X_i \text{ sont différents})$?

$$\begin{aligned} \alpha &= P(\text{tous les } X_i \text{ sont différents}) \\ &= P(X_2 \neq X_1) \times P(X_3 \notin \{X_1, X_2\} | X_2 \neq X_1) \times \\ &\quad P(X_4 \notin \{X_1, X_2, X_3\} | X_2 \neq X_1, X_3 \notin \{X_1, X_2\}) \times \dots \\ &= \prod_{i=2}^{40} P\left(X_i \notin \{X_j : j < i\} \mid \bigwedge_{j < i} X_j \notin \{X_k : k < j\}\right) \\ &= \prod_{i=2}^{40} \frac{365 - (i - 1)}{365} = \prod_{i=1}^{39} \frac{365 - i}{365} \approx 10,87\% \end{aligned}$$

⇒ en choisissant au hasard une classe de 40 étudiants, on a 10,87% de chances que l'assertion soit fausse

Loi de Bernoulli

Définition

Épreuve de Bernoulli = expérience aléatoire qui ne peut prendre que deux résultats (*succès* et *échec*)

p = proba de succès, et $q = 1 - p$ = proba d'échec.

Loi de Bernoulli

Variable X à support $\mathcal{X} = \{0, 1\}$ telle que :

$$P(X = 1) = p \text{ et } P(X = 0) = 1 - p$$

$$E(X) = p \quad V(X) = p(1 - p)$$

⇒ X = le nombre de succès de l'épreuve de Bernoulli

Loi binomiale

Définition

Épreuve binomiale = expérience aléatoire telle que :

- 1 on répète n fois la même épreuve de Bernoulli,
- 2 les probas p et q restent inchangées pour chaque épreuve de Bernoulli,
- 3 les épreuves de Bernoulli sont toutes réalisées indépendamment les unes des autres.

Loi binomiale de paramètres n et p

- X = nombre de succès de l'épreuve binomiale
- $X \sim \mathcal{B}(n, p)$
- $P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \forall k = 0, \dots, n$
- $E(X) = np \quad V(X) = np(1 - p)$

Loi de Poisson

Définition

- **Loi de Poisson** ou loi des événements rares : loi vers laquelle tend la loi binomiale lorsque n est très grand et p assez petit
- variable discrète $X \sim$ loi de POISSON de paramètre $\lambda > 0$:
 \implies les événements élémentaires $e_k = \ll X = k \gg$, $k \in \mathbb{N}$, ont pour probabilités :

$$P(X = k) = \frac{e^{-\lambda} \times \lambda^k}{k!}$$

- $E(X) = \lambda \quad V(X) = \lambda$

\implies s'applique dans le cas d'expériences dont les occurrences sont totalement aléatoires (**sans régularité**) et indépendantes les unes des autres

Lois géométrique et exponentielle


Définition : loi géométrique de paramètre p

- loi de la variable donnant le nombre d'essais nécessaires pour que se produise un événement de probabilité p
- $P(X = k) = p(1 - p)^{(k-1)}$, $k = 1, \dots, n, \dots$
- $E(X) = \frac{1}{p} \quad V(X) = \frac{1-p}{p^2}$

Définition : loi exponentielle de paramètre λ

- a pour support \mathbb{N}_+^* et pour densité $p(x) = \lambda \exp\{-\lambda x\}$, $x > 0$
- $E(X) = \frac{1}{\lambda} \quad V(X) = \frac{1}{\lambda^2}$
- utilisée en fiabilité : durée de vie de nombreux composants
 $\lambda =$ *taux de défaillance*
 $E(X) = \frac{1}{\lambda} =$ *temps moyen entre défaillances*

Loi normale

 Loi extrêmement importante : souvent une très bonne approximation de la loi réelle

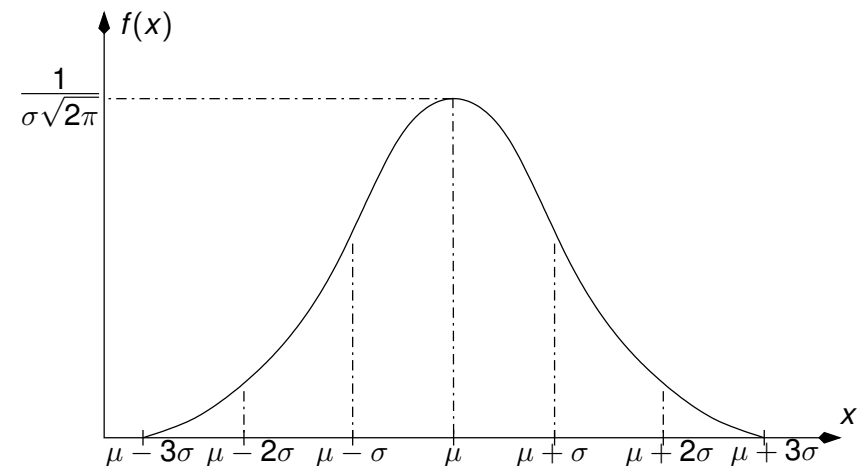
Définition : loi normale de paramètres μ et σ^2

- notée $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$
- s'applique pour des variables aléatoires continues
- densité positive sur tout \mathbb{R} :

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

- $E(X) = \mu \quad V(X) = \sigma^2$

Fonction de densité de la loi normale



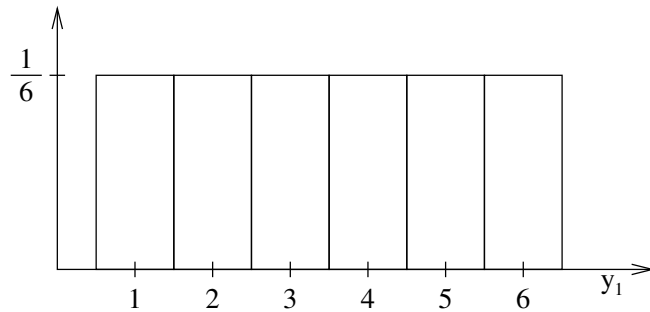
Loi normale = limite d'autres lois (1/4)

Lancés de dés à 6 faces



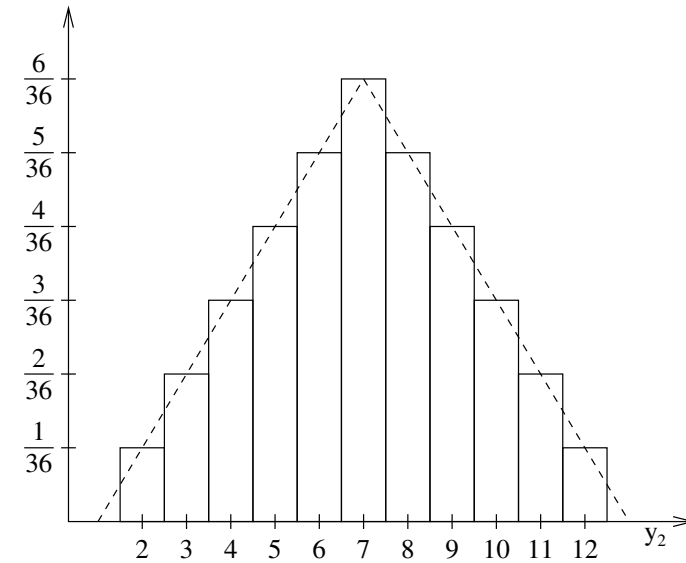
⇒ on compte la somme des résultats des dés

Somme pour 1 jet de dé



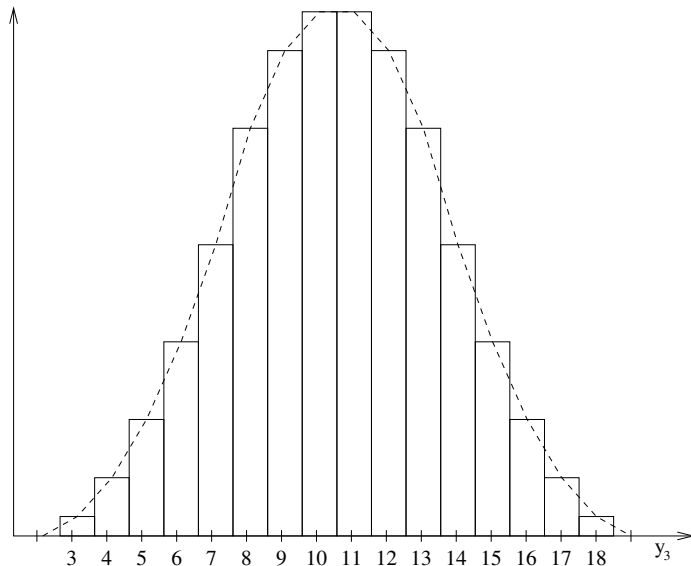
Loi normale = limite d'autres lois (2/4)

Somme pour 2 jets de dés



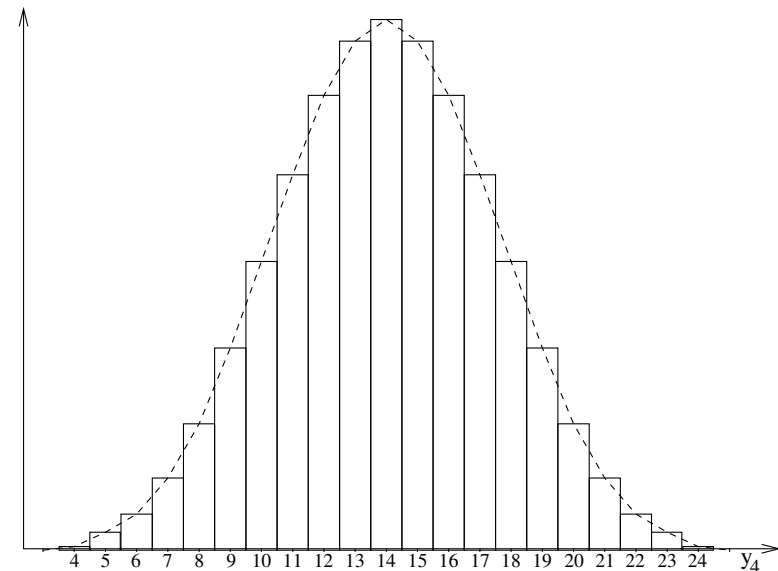
Loi normale = limite d'autres lois (3/4)

Somme pour 3 jets de dés



Loi normale = limite d'autres lois (4/4)

Somme pour 4 jets de dés



Loi normale en pratique

Théorème

$$X \sim \mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$$

Alors la variable $Y = aX + b$ obéit à la loi $\mathcal{N}(a\mu + b; a^2\sigma^2)$.

⇒ toute transformée affine d'une variable aléatoire suivant une loi normale suit aussi une loi normale

Corollaire

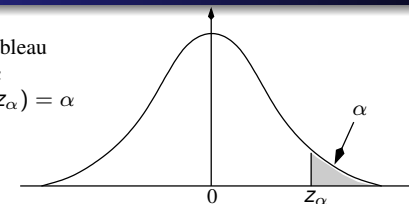
- X une variable aléatoire obéissant à une loi $\mathcal{N}(\mu; \sigma^2)$

$$\Rightarrow Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \text{ suit la loi } \mathcal{N}(0; 1)$$

- Z suit une loi normale centrée (à cause de la moyenne en 0) réduite (à cause du σ^2 égal à 1)

Table de la loi normale centrée réduite

valeurs dans le tableau
ci-dessous : les α
tels que $P(Z > z_\alpha) = \alpha$



z_α	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,4960	0,4920	0,4880	0,4840	0,4801	0,4761	0,4721	0,4681	0,4641
0,1	0,4602	0,4562	0,4522	0,4483	0,4443	0,4404	0,4364	0,4325	0,4286	0,4247
0,2	0,4207	0,4168	0,4129	0,4090	0,4052	0,4013	0,3974	0,3936	0,3897	0,3859
0,3	0,3821	0,3783	0,3745	0,3707	0,3669	0,3632	0,3594	0,3557	0,3520	0,3483
0,4	0,3446	0,3409	0,3372	0,3336	0,3300	0,3264	0,3228	0,3192	0,3156	0,3121
0,5	0,3085	0,3050	0,3015	0,2981	0,2946	0,2912	0,2877	0,2843	0,2810	0,2776
0,6	0,2743	0,2709	0,2676	0,2643	0,2611	0,2578	0,2546	0,2514	0,2483	0,2451
0,7	0,2420	0,2389	0,2358	0,2327	0,2297	0,2266	0,2236	0,2206	0,2177	0,2148
0,8	0,2119	0,2090	0,2061	0,2033	0,2005	0,1977	0,1949	0,1922	0,1894	0,1867
0,9	0,1841	0,1814	0,1788	0,1762	0,1736	0,1711	0,1685	0,1660	0,1635	0,1611
1,0	0,1587	0,1562	0,1539	0,1515	0,1492	0,1469	0,1446	0,1423	0,1401	0,1379
1,1	0,1357	0,1335	0,1314	0,1292	0,1271	0,1251	0,1230	0,1210	0,1190	0,1170
1,2	0,1151	0,1131	0,1112	0,1093	0,1075	0,1056	0,1038	0,1020	0,1003	0,0985
1,3	0,0968	0,0951	0,0934	0,0918	0,0901	0,0885	0,0869	0,0853	0,0838	0,0823
1,4	0,0808	0,0793	0,0778	0,0764	0,0749	0,0735	0,0722	0,0708	0,0694	0,0681
1,5	0,0668	0,0655	0,0643	0,0630	0,0618	0,0606	0,0594	0,0582	0,0571	0,0559
1,6	0,0548	0,0537	0,0526	0,0516	0,0505	0,0495	0,0485	0,0475	0,0466	0,0455
1,7	0,0446	0,0436	0,0427	0,0418	0,0409	0,0401	0,0392	0,0384	0,0375	0,0367
1,8	0,0359	0,0352	0,0344	0,0336	0,0329	0,0322	0,0314	0,0307	0,0301	0,0294
1,9	0,0287	0,0281	0,0274	0,0268	0,0262	0,0256	0,0250	0,0244	0,0239	0,0233

Loi normale bi-dimensionnelle

Définition : loi normale bi-dimensionnelle

- couple de variables (X, Y)
- densité dans \mathbb{R}^2 :

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{x-\mu_x}{\sigma_x} \right)^2 - 2\rho \frac{(x-\mu_x)(y-\mu_y)}{\sigma_x\sigma_y} + \left(\frac{y-\mu_y}{\sigma_y} \right)^2 \right] \right\}$$

où $\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_x\sigma_y} = \text{coefficient de corrélation linéaire}$

