

Συνδιακύμανση (covariance) δύο ΤΜ

Ορισμός: $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mu_X) \cdot (Y - \mu_Y)]$, με $\mu_X = \mathbb{E}[X]$, $\mu_Y = \mathbb{E}[Y]$.

$$\text{Cov}(X, X) = \text{Var}[X]$$

$$\sigma^2(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}X)^2$$

Κάνοντας πράξεις:

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}[\overline{XY} - \overline{\mu_X Y} - \overline{\mu_Y X} + \overline{\mu_X \mu_Y}] \\ &= \mathbb{E}[XY] - \mu_X \mathbb{E}[Y] - \mu_Y \mathbb{E}[X] + \mu_X \mu_Y \\ &= \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y].\end{aligned}$$

X, Y ανεξάρτητες $\implies \text{Cov}(X, Y) = 0$.

Η ανισότητα Cauchy-Schwarz

$$\mathbb{E} |X \cdot Y| \leq$$

Είναι η ανισότητα: $\mathbb{E} [X \cdot Y] \leq \sqrt{\mathbb{E} [X^2]} \cdot \sqrt{\mathbb{E} [Y^2]}$.

Ανάλογη της ομώνυμης ανισότητας στο \mathbb{R}^n .

$$\left[\begin{array}{l} (x_1, x_2, \dots, x_n), (y_1, \dots, y_n) \in \mathbb{R}^n \\ \sum_{i=1}^n x_i y_i \leq \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 \right)^{1/2} \end{array} \right.$$

Απόδειξη: Για κάθε $t \in \mathbb{R}$ έχουμε $(X + tY)^2 \geq 0$ άρα

$$0 \leq \mathbb{E} [(X + tY)^2] = \mathbb{E} [X^2] + 2\mathbb{E} [X \cdot Y] t + \mathbb{E} [Y^2] t^2 \leftarrow \text{τριώνυμο του } t$$

άρα η διακρίνουσα του τριωνύμου είναι ≤ 0 :

$$(\mathbb{E} [X \cdot Y])^2 - \mathbb{E} [X^2] \mathbb{E} [Y^2] \leq 0.$$

$$[\mathbb{E} (X \cdot Y)]^2 \leq \mathbb{E} X^2 \cdot \mathbb{E} Y^2$$

$$\mathbb{E} (X \cdot Y) \leq |\mathbb{E} (X \cdot Y)| \leq \sqrt{\mathbb{E} X^2} \sqrt{\mathbb{E} Y^2}$$

Πότε ισχύει η ισότητα;

$$\rightarrow \text{υπάρχει } t \in \mathbb{R} \text{ τ.ώ. } \mathbb{E} [(X + tY)^2] = 0$$

$$\left. \begin{array}{l} (X + tY)^2 \geq 0 \\ \mathbb{E} (\cdot) = 0 \end{array} \right\} \begin{array}{l} X + tY \text{ είναι} \\ \text{σχεδόν βίγλα} \\ 0 \end{array}$$

$$X = (-t)Y$$

Συντελεστής συσχέτισης δύο ΤΜ

$$|Cov(X, Y)| \leq \epsilon(X) \epsilon(Y)$$

Είναι ο αριθμός $\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)}$.

$$|E[(X-\mu_X) \cdot (Y-\mu_Y)]| \leq \sqrt{E[(X-\mu_X)^2]} \sqrt{E[(Y-\mu_Y)^2]}$$

Ανισότητα Cauchy-Schwarz $\Rightarrow -1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$.

αν $\epsilon \} \Rightarrow Cov(X, Y) = 0$
 $\Rightarrow \rho(X, Y) = 0$

Ονοματολογία: $\begin{cases} \rho(X, Y) = 0 & \rightarrow X, Y \text{ ασυσχέτιστες} \\ \rho(X, Y) > 0 & \rightarrow X, Y \text{ θετικά συσχετισμένες} \\ \rho(X, Y) < 0 & \rightarrow X, Y \text{ αρνητικά συσχετισμένες} \end{cases}$

Προσοχή: ασυσχέτιστες $\not\Rightarrow$ ανεξάρτητες

Π.χ. X ομοιόμορφη στο $\{-2, \overset{1/4}{-1}, \overset{1/4}{1}, \overset{1/4}{2}\}$, $Y = \begin{cases} 1 & \text{αν } \underline{X = \pm 1} \\ -1 & \text{αν } \underline{X = \pm 2} \end{cases}$.

$$Cov(X, Y) = E(X \cdot Y) = 0$$

Συσχέτιση: η περίπτωση $Y = aX + b$
 $a \neq 0$

X , $aX + b$

Αν οι δύο ΤΜ συνδέονται ισχυρά ως εξής: $Y = aX + b$, όπου a, b σταθερές.

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mu_X)(aX + b - a\mu_X - b)] = a\mathbb{E}[(X - \mu_X)^2] = a\sigma^2(X)$$

$$\rho(X, Y) = \frac{a\sigma^2(X)}{\sigma(X)\sigma(aX + b)} = \frac{a\sigma^2(X)}{\sigma(X)|a|\sigma(X)} = \frac{a}{|a|} = \begin{cases} 1 & \text{αν } a > 0 \\ -1 & \text{αν } a < 0 \end{cases}$$

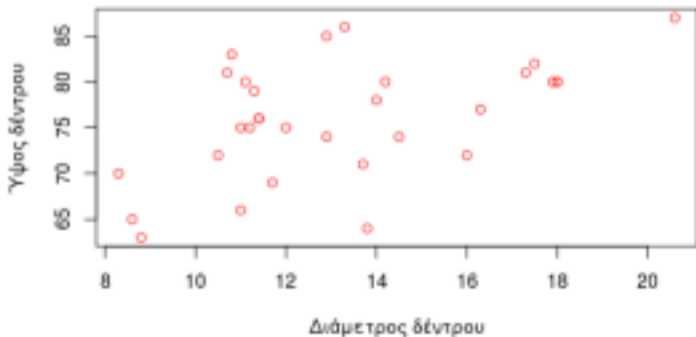
$$\sigma(aX + b) = \sigma(aX) = |a|\sigma(X)$$
$$\sqrt{\sigma^2(aX)} = \sqrt{a^2\sigma^2(X)}$$

Διάγραμμα διασποράς (scatter plot) για δύο ΤΜ

Αν X, Y δύο ΤΜ στο ίδιο πείραμα, παίρνουμε πολλά δείγματα

$$\underbrace{(X_1, Y_1)}, \underbrace{(X_2, Y_2)}, \dots, \underbrace{(X_n, Y_n)}$$

και τα αποτυπώνουμε στο x, y επίπεδο.

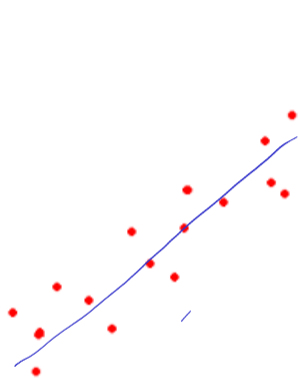


Π.χ. διαλέγουμε
τυχαίο δέντρο μέσα
σε ένα δάσος και

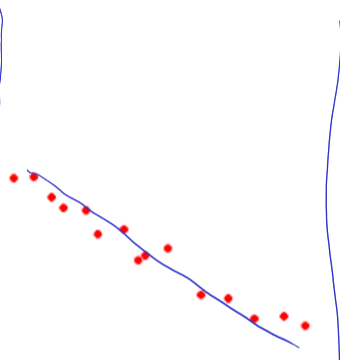
X =διάμετρος κορμού,

Y =ύψος δέντρου

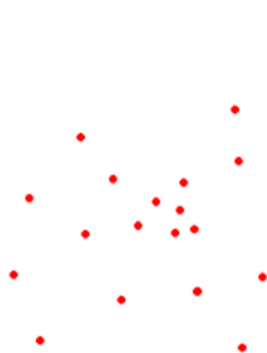
Διάγραμμα διασποράς και συσχέτιση



Θετική συσχέτιση

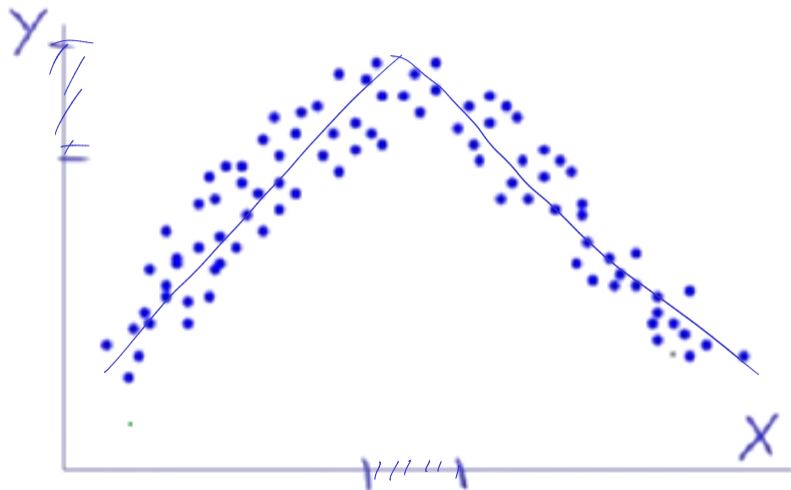


Αρνητική συσχέτιση



Μικρή συσχέτιση

X, Y ασυσχέτιστες αλλά όχι ανεξάρτητες



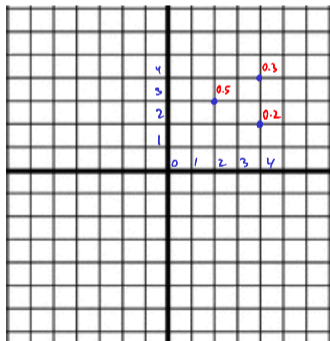
Κοινή πυκνότητα δύο διακριτών ΤΜ

X, Y ΤΜ με ακέραιες τιμές.

Περιθώριες πυκνότητες $f_X(n) = \mathbb{P}[X = n]$, $f_Y(n) = \mathbb{P}[Y = n]$.

marginal

Κοινή πυκνότητα $f(m, n) = f_{X,Y}(m, n) = \mathbb{P}[X = m, Y = n]$.



$$f(2,3)$$

"

$$\mathbb{P}(X=2, Y=3) = 0.5$$

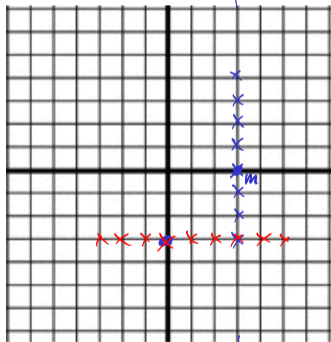
$$f(4,2) = 0.2$$

$$f(4,4) = 0.3$$

Κοινή πυκνότητα καθορίζει τις περιθώριες

$$f_X(m) = \mathbb{P}[X = m] = \sum_{n \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}[X = m, Y = n] = \sum_{n \in \mathbb{Z}} f_{X,Y}(m, n)$$

$$f_Y(n) = \sum_{m \in \mathbb{Z}} f_{X,Y}(m, n)$$



$$f_{X,Y}(m, n)$$

ξέρω αραωω

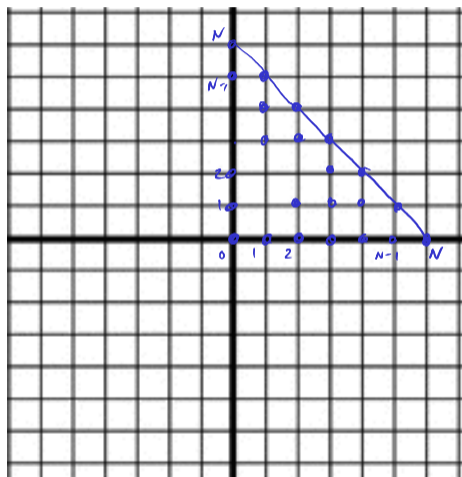
$$\{X=m\} = \bigcup_{n \in \mathbb{Z}} \{X=m, Y=n\}$$

$$\mathbb{P}(X=m) = \sum_n \mathbb{P}(X=m, Y=n)$$

Παράδειγμα υπολογισμού περιθωρίων

$$1+2+\dots+n = n \frac{(n+1)}{2}$$

(X, Y) ομοιόμορφα κατανομημένη στο τρίγωνο $(0, 0) - (N, 0) - (0, N)$.



$M =$ αριθμός των επιπέδων

$$M = 1+2+3+\dots+(N+1) = \frac{(N+1)(N+2)}{2} \quad p = \frac{2}{(N+1)(N+2)}$$

$$f_X(m)$$

$$f_X(N) = p$$

$$f_X(N-1) = 2p$$

$$f_X(N-2) = 3p$$

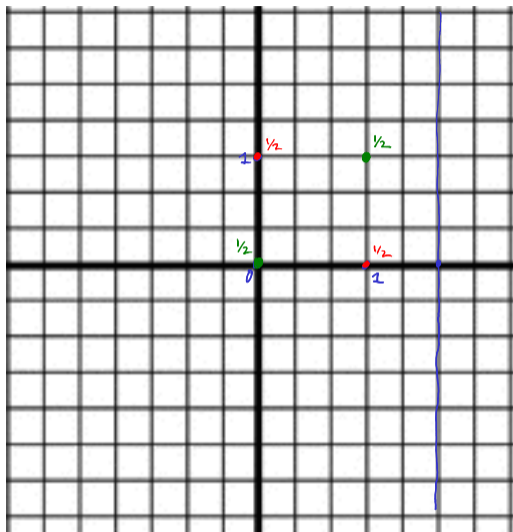
⋮

$$f_X(0) = (N+1)p$$

$$\begin{aligned} f_X(N-i) &= (i+1)p \\ \underline{\underline{\quad}} &= \frac{2(i+1)}{(N+1)(N+2)} \end{aligned}$$

$$\underline{\underline{0 \leq i \leq N}}$$

Οι περιθώριες δεν καθορίζουν την κοινή πυκνότητα



Ρίχνουμε δύο τίμια νομίσματα A, B.

Ζεύγος (X_1, Y_1) : $(X_1, Y_1) = (0, 0)$
 $X_1 = Y_1 = : (A = B)$ $= (1, 1)$

Ζεύγος (X_2, Y_2) : $(X_2, Y_2) = (0, 1)$
 $X_2 = : (A \neq B), Y_2 = 1 - X_2 = (1, 0)$

Τότε $f_{X_1} \equiv f_{X_2}, f_{Y_1} \equiv f_{Y_2}$ αλλά οι

$$f_{X_1, Y_1}, f_{X_2, Y_2}$$

είναι διαφορετικές.

Κοινή πυκνότητα δύο ανεξαρτήτων ΤΜ



Αν X, Y ανεξάρτητες τότε

$$\begin{aligned} \underbrace{f_{X,Y}(m, n)} &= \mathbb{P}[\overbrace{X = m}, \overbrace{Y = n}] \\ &= \mathbb{P}[X = m] \mathbb{P}[Y = n] \\ &= \underbrace{f_X(m)} \cdot \underbrace{f_Y(n)}. \end{aligned}$$

Χωρισμός μεταβλητών: $f_{X,Y}(\tilde{m}, \tilde{n}) = \overset{\sim}{f_X(m)} \overset{\sim}{f_Y(n)}$
(αν και μόνο αν X, Y ανεξάρτητες)

Ανεξαρτησία \implies οι περιθώριες καθορίζουν την κοινή πυκνότητα.

Χωρισμός μεταβλητών \implies ανεξαρτησία $f_{XY}^{(m,n)} = f_X^{(m)} f_Y^{(n)}$

A, B ενδεχόμενα που εξαρτώνται μόνο από την X και Y αντίστοιχα.

Αυτό σημαίνει ότι: A = $\{X \in \tilde{A}\}$, B = $\{Y \in \tilde{B}\}$ για κάποια σύνολα \tilde{A}, \tilde{B} .

Πρέπει να δείξουμε $\mathbb{P}[A \cap B] = \mathbb{P}[A] \cdot \mathbb{P}[B]$.

$$\mathbb{P}[A] = \sum_{a \in \tilde{A}} f_X(a), \quad \mathbb{P}[B] = \sum_{b \in \tilde{B}} f_Y(b)$$

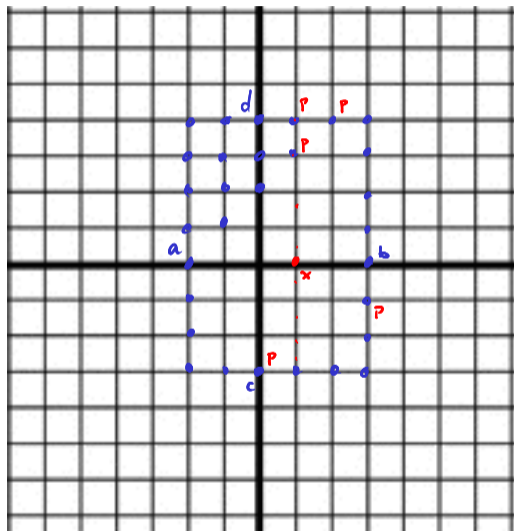
$$\mathbb{P}[A] \cdot \mathbb{P}[B] = \left(\sum_{a \in \tilde{A}} f_X(a) \right) \left(\sum_{b \in \tilde{B}} f_Y(b) \right) = \sum_{a \in \tilde{A}, b \in \tilde{B}} f_X(a) f_Y(b).$$

$$\mathbb{P}[A \cap B] = \mathbb{P} \left[\underbrace{(X, Y) \in \tilde{A} \times \tilde{B}}_{(a, b)} \right] = \sum_{(a, b) \in \tilde{A} \times \tilde{B}} f_{X, Y}(a, b)$$

$$= \sum_{a \in \tilde{A}, b \in \tilde{B}} f_X(a) f_Y(b) \quad (\text{λόγω χωρισμού μεταβλητών})$$

$$= \mathbb{P}[A] \cdot \mathbb{P}[B].$$

Παράδειγμα κοινής πυκνότητας ανεξαρτήτων



Παίρνουμε (X, Y) ομοιόμορφη στο «ορθογώνιο» $\{a, \dots, b\} \times \{c, \dots, d\}$.

$$\left(\begin{array}{cc} & \frac{b-a+1}{b-a+1} \\ & \frac{d-c+1}{d-c+1} \end{array} \right)$$

$$(b-a+1) \cdot (d-c+1)$$

$$P = \frac{1}{(b-a+1)(d-c+1)}$$

X ομοιόμορφη

στο $\{a, \dots, b\}$

$$f_X(x) = P \cdot (d-c+1) = \frac{1}{b-a+1}$$

$$f_Y(y) = P \cdot (b-a+1) = \frac{1}{d-c+1} \rightarrow Y \text{ ομοιόμ. στο } \{c, \dots, d\}$$