

26-4-2023

Contour Variate

$$X \sim F : E(X) = 0$$

$$Y : E(Y) = \mu_Y \quad \underline{\underline{\text{γνωστό}}}$$

$$\text{Cov}(X, Y) \neq 0.$$

$$\tilde{X} = X + c(Y - \mu_Y), \quad c = \dots$$

$$E(\tilde{X}) = E(X) = 0.$$

$$\text{Var}(\tilde{X}) \text{ min για } c^* = - \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\text{Var}(Y)}$$

$$\text{για } c=c^* \quad \frac{\text{Var}(\tilde{X})}{\text{Var}(X)} = 1 - \underline{\underline{\rho^2(X, Y)}}$$

# Απόκριθμος

n ΕΠΙΧΡΑΤΗΤΕΣ

$$\begin{array}{cc} X_1 & Y_1 \\ \vdots & \vdots \\ X_n & Y_n \end{array}$$

Εκτιμήστε  $\text{Cov}(X, Y)$ ,  $\text{Var}(Y)$  :

$$\hat{C}^* = - \frac{\widehat{\text{Cov}}(X, Y)}{\widehat{\text{Var}}(Y)}$$

$$\tilde{X} : \boxed{\tilde{X}_j = X_j + \hat{C}^* \cdot Y_j}, \quad j=1, \dots, n$$

↓

$$\hat{\theta} = \tilde{X}$$

Εναλλακτικά — Μπορούμε να γράψουμε  $X = b_0 + b_1 Y + \varepsilon$

Εκτιμήστε τα  $\hat{b}_0, \hat{b}_1$

$$\Rightarrow \dots \Rightarrow \hat{\theta} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \cdot \mu_Y$$

## Πρόβλημα αξιολογίας

$$S = \varphi(S_1, \dots, S_n)$$

$$\hat{\theta} = E(S) = P(S=L)$$

$$Y = \sum_{j=1}^n S_j, \quad E(Y) = \mu_Y = \sum_{j=1}^n P_j$$

3<sup>η</sup> μέθοδος : Δέσμευση

Εστω ζ.μ.  $X, Y$  (συνεχείς)

$$E(X|Y=y) = \int x f_{X|Y}(x|y) dx = m(y)$$

$E(X|Y) = m(Y)$  τυχαία μεταβλητή:  $\delta\epsilon\pi\epsilon\kappa\epsilon\iota\mu\epsilon\sigma$   
μόν τιμή  
ως  $X$  δ.σ.  $Y$ .

$E(X)$

$$E(X) = E_Y[E(X|Y)] = \int_{\mathcal{Y}} E(X|Y=y) f_Y(y) dy$$

$$\theta = E_X(X) = \int_{\mathcal{Y}} m(y) f_Y(y) dy = E_Y[m(Y)]$$

① Δημιουργούμε  $n$  παραρ. από  $X \Rightarrow \hat{\theta}_2 = \overline{X}_n$

② "  $n$  παραρ. από  $Y$   $y_1, \dots, y_n$

$$Z_j = m(y_j), \quad j=1, \dots, n$$

$$\hat{\theta}_2 = \overline{Z}_n$$

Πρόβλεψη  $\left\{ \begin{array}{l} \exists \text{ συνάρτηση } m \text{ ως } Y \sim F_Y \\ m(Y) \text{ γνωστή συνάρτηση.} \end{array} \right.$

Σύστημα Διασπορών:  $\text{Var}_X(X)$ ,  $\text{Var}_Y(E(X|Y))$   
 $= \text{Var}_Y(m(Y))$

$$\text{Var}(X) = \underbrace{E_Y(\text{Var}(X|Y))}_{\geq 0} + \text{Var}_Y[E(X|Y)] \quad \begin{array}{l} \text{ανάλογα} \\ \text{διασποράς} \end{array}$$

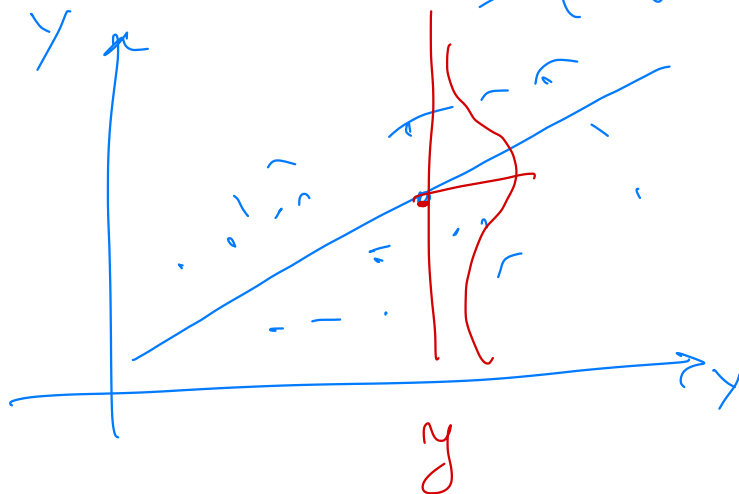
$$\Rightarrow \boxed{\text{Var}_Y(E(X|Y)) \leq \text{Var}(X)}$$

Γραμμικό Μοντέλο

$$SST = \underbrace{SSR}_{\text{Var}(E(X|Y))} + \underbrace{SSE}_{E(\text{Var}(X|Y))}$$

$$X = b_0 + b_1 Y + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

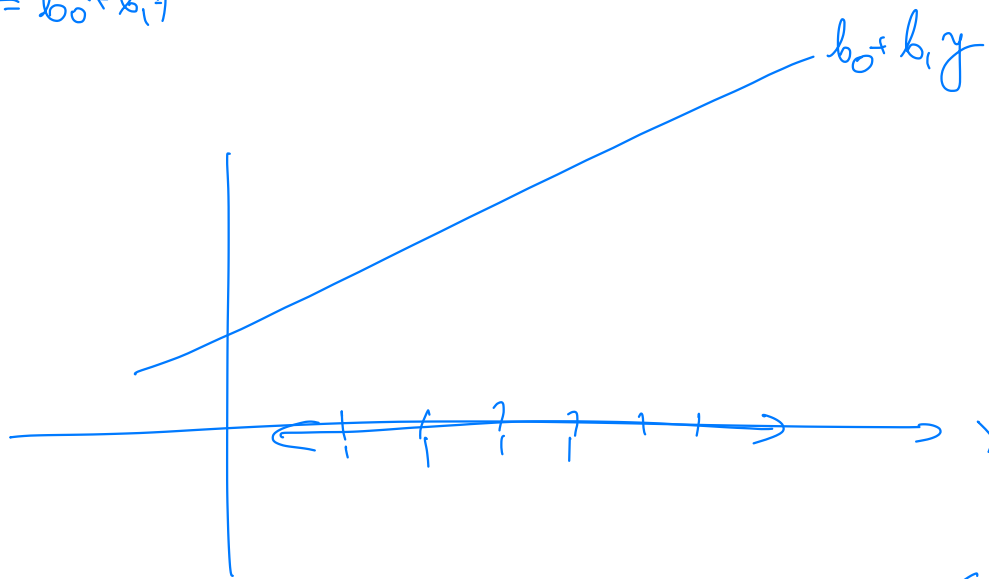


$$\Rightarrow X|Y=y \sim \mathcal{N}(b_0 + b_1 y, \sigma^2)$$

$$E(X|Y=y) = b_0 + b_1 y \quad \leftarrow \begin{array}{l} \text{συνάρτηση} \\ \text{παραμετροποίησης} \end{array}$$

$$m(y)$$

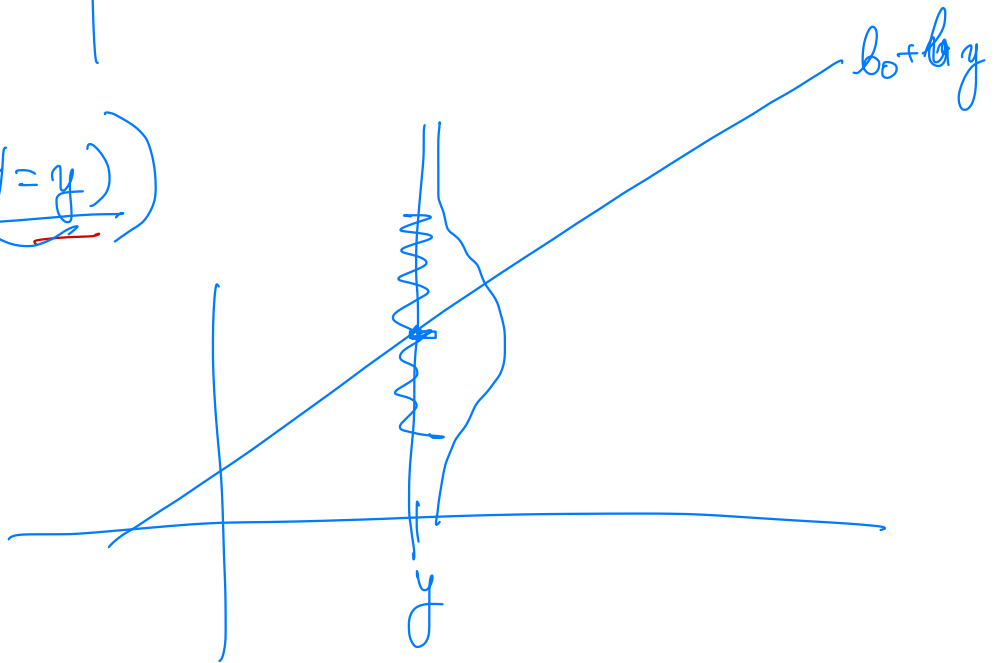
$$\text{Var}(\underbrace{E(X|Y=y)}_{= b_0 + b_1 y}) = \text{Var}(b_0 + b_1 Y)$$



$$\frac{E(\text{Var}(X|Y=y))}{y} \rightarrow$$

↓

$$= \sigma^2$$

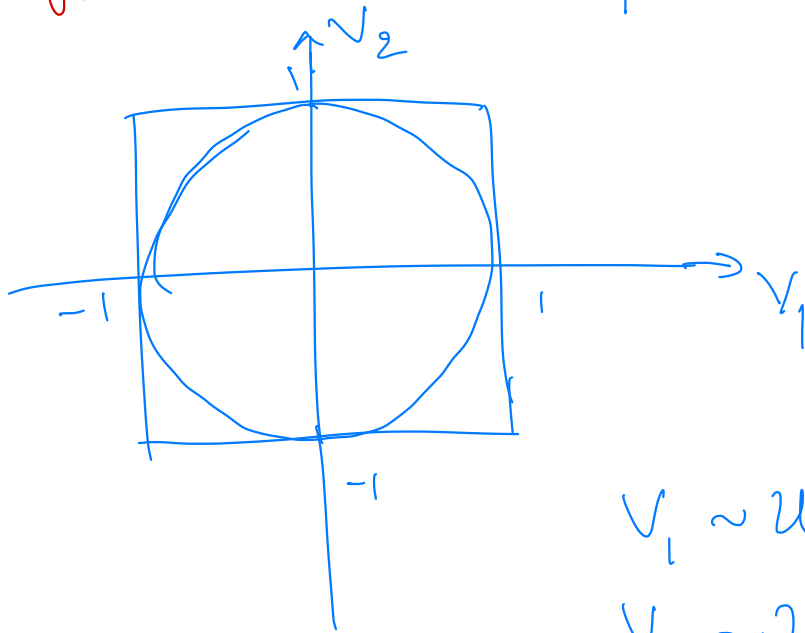


Σεο παραμετρού ποικίλο  $E(\text{Var}(X|Y)) = \sigma^2$

$$\hat{\sigma}^2 = \text{MSE}$$

# Παράδειγμα 1

Εξάσκηση  $\pi$



$$\begin{aligned} V_1 &\sim \mathcal{U}(-1, 1) \\ V_2 &\sim \mathcal{U}(-1, 1) \end{aligned} \quad \text{ανεξ.}$$

$$P(V_1^2 + V_2^2 \leq 1) = E[X], \quad X = \begin{cases} 1, & V_1^2 + V_2^2 \leq 1 \\ 0, & V_1^2 + V_2^2 > 1 \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{\pi}{4} = \theta$$

---

① Δημιουργούμε  $n$  ζεύγη  $(V_{1j}, V_{2j})_{j=1, \dots, n}$

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n 1(V_{1j}^2 + V_{2j}^2 \leq 1) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$$

② Έστω  $Y = V_1 \quad V_1 \in [-1, 1]$

$$E(X | V_1 = v) = P(V_1^2 + V_2^2 \leq 1 | V_1 = v)$$

$$= P(v^2 + V_2^2 \leq 1 | V_1 = v)$$

$$\begin{aligned}
&= P(V_2^2 \leq 1 - v^2) = \\
&= P\left(-\sqrt{1-v^2} \leq V_2 \leq \sqrt{1-v^2}\right) = \\
&= \int_{-\sqrt{1-v^2}}^{\sqrt{1-v^2}} \frac{1}{2} du = \sqrt{1-v^2}
\end{aligned}$$

$$\Rightarrow m(v) = E(X|Y=v) = \sqrt{1-v^2}$$

$$E(m(V_1)) = E(\sqrt{1-V_1^2}) = E(X) = \frac{\pi}{4}$$

$$\text{Var}(m(V_1)) < \text{Var}(X)$$

Προσέγγιση

Συνεπώς  $V_1 \sim \mathcal{U}(-1, 1)$   
 $\tilde{X} = \sqrt{1-V_1^2}$

$$\text{Var}(\tilde{X}) = E(\tilde{X}^2) - (E(\tilde{X}))^2$$

$$= E(1-V_1^2) - \left(\frac{\pi}{4}\right)^2 = \frac{2}{3} - \left(\frac{\pi}{4}\right)^2$$



$$X = 1 (V_1^2 + V_2^2 \leq 1) \quad E(X) = \frac{\pi}{4}$$

$$X \sim \text{Bern} \left( \frac{\pi}{4} \right)$$

$$\text{Var}(X) = \frac{\pi}{4} \left( 1 - \frac{\pi}{4} \right) = \frac{\pi}{4} - \left( \frac{\pi}{4} \right)^2$$

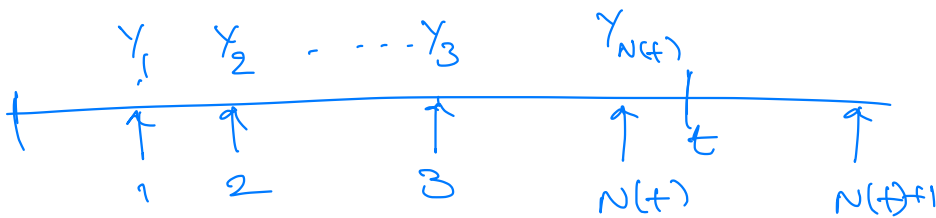
$$\frac{2}{3} < \frac{\pi}{4} \Rightarrow$$

$$\text{Var}(\tilde{X}) < \text{Var}(X)$$

Παράδειγμα 2: Έστω  $\{N(t), t \geq 0\}$  αυθαίρετη διαδικασία.

ε.σ. χρόνοι  $T_1, T_2, \dots, \sim F$ .

$$N(t) = \max \{n : X_1 + \dots + X_n \leq t\} = \text{αρ. γεγονότων στο } [0, t].$$

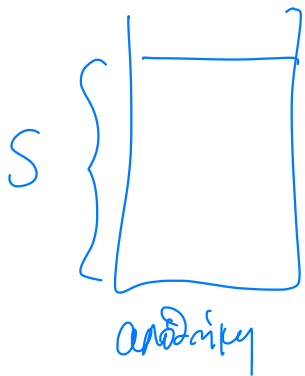


$Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  : ανεξ. ισόνομα  $\sim F_Y$   
 ανεξάρτητες της  $\{N(t), t \geq 0\}$

π.χ. ①  $\{N(t)\}$ : αλυσίδα

$Y_j$  = μέγεθος ζήτησης στο αλυσίδα  $j$

② Απόδειξη



Ζήτημα:  $\{N(t), t \geq 0\}$ : αριθμός ζήτησης

$Y_j$  = μέγεθος φορτίου ζήτησης

---

Εσω  $C(t) = \sum_{j=1}^{N(t)} Y_j$

$$\theta = E(X), \quad X = h(C(t))$$

π.χ.  $h(x) = \mathbb{1}(x > m) \Rightarrow \theta = P(C(t) > m)$

---

① Monte Carlo: ( $t$ : fixed)

Προσφωκωκτε  $T_1, T_2, \dots \Rightarrow \underline{N(t)} = n$

$j=1, \dots, n \Rightarrow$  προσφωκωκτε  $Y_1, \dots, Y_n \Rightarrow \dots$

$\Rightarrow C = Y_1 + \dots + Y_n \Rightarrow h(C) = X \checkmark$

n.x.  $\text{Av}$

$$h(C) = C$$

$$\theta = E(C) = \underbrace{E(Y)}_{m_Y} \cdot E(N(t))$$

$$\underline{E(C | N(t) = n)} = n m_Y \quad \text{γνωστά στοιχεία.}$$

2) Παρασχοι ώνοφε  $N(t) = n$

$$X = n \cdot m_Y$$

B) Av  $h(C) = 1(C > m) = X$

$$E(X | N(t) = n) = P(C > m | N(t) = n)$$

$$= P(Y_1 + \dots + Y_n > m) \quad ? \text{ αναφορικά στην ερώτηση.}$$

n.x. Av  $Y \sim \text{Exp}(\nu) \Rightarrow Y_1 + \dots + Y_n = \text{Erlang}(n, \nu)$

$$P(Y_1 + \dots + Y_n > m) = \int \dots$$

$$= 1 - \text{pgamma}$$