

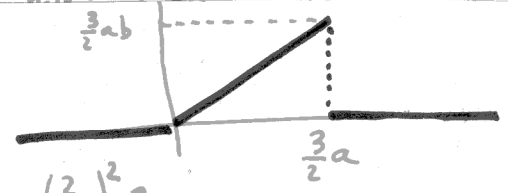
Exo 1: $E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{R=1}^n X_R\right) = \frac{1}{n} \sum_{R=1}^n E(X_R) = \frac{1}{n} \sum_{R=1}^n \mu = \frac{1}{n} n \mu = \mu$

$Var(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} Var\left(\sum_{R=1}^n X_R\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{R=1}^n Var(X_R) = \frac{1}{n^2} \sum_{R=1}^n \sigma^2 = \frac{1}{n^2} n \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$

Annotations: linéarité de E, indépendance, variance d'une loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

1.2: $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{R=1}^n (X_R - \bar{X})^2 \sim \chi^2(n-1)$

$Z \sim \mathcal{J}(n-1)$



Exo 2: 2.1 $P(X \in \mathbb{R}) = 1 = \int_0^{3/2 a} b t dt = \frac{b}{2} \left(\frac{3}{2} a\right)^2 = \frac{9 a^2 b}{8}$ $b = \left(\frac{2}{3a}\right)^2$

2.2: $E(X) = \int_0^{3/2 a} b t^2 dt = \frac{b}{3} \left(\frac{3}{2} a\right)^3 = \frac{2}{3} \left(\frac{2}{3a}\right)^2 \left(\frac{3a}{2}\right)^3 = \frac{2}{3} \frac{3a}{4} = a$ ($Var(X) = E(X^2) - E(X)^2$)

2.3: $Var(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \int_0^{3/2 a} b t^3 dt - a^2 = \frac{b}{4} \left(\frac{3a}{2}\right)^4 - a^2 = \frac{1}{4} \cdot 2 \left(\frac{2}{3a}\right)^2 \left(\frac{3a}{2}\right)^4 - a^2 = \frac{1}{2} \left(\frac{3a}{2}\right)^2 - a^2 = \frac{9a^2}{8} - a^2 = \frac{a^2}{8}$

2.4: $E(\bar{X}) = a$ $var(\bar{X}) = \frac{1}{n} var(X) = \frac{a^2}{n}$

2.5: soit $(x_1, x_2, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$
 2.5: $V(a) = \begin{cases} 0 & \text{si } P^n \text{ un des } x_i \text{ n'appartient pas à } [0; \frac{3a}{2}] \\ b^n x_1 x_2 \dots x_n & \text{si tous les } x_i \text{ appartiennent à } [0; \frac{3a}{2}] \end{cases}$

La vraisemblance est maximal si b est le plus grand possible, c'est à dire a le plus petit possible avec tous les $x_i \in [0; \frac{3a}{2}]$.

$\frac{3}{2} \hat{a} = \max(x_1, x_2, \dots, x_n)$ donc $\hat{a} = \frac{2}{3} \max(x_1, \dots, x_n)$.

2.6: 2 estimations possible $\bar{X}(\omega) = \frac{5+12+15+18+19+21}{6} = 15$ $\hat{a}(\omega) = \frac{2}{3} \cdot 21 = 14$.

Exo 3 On suppose que $X_i \sim \mathcal{N}(\mu_A; \sigma^2)$ $Y_j \sim \mathcal{N}(\mu_B; \sigma^2)$ X_i, Y_j indépendants

3.2: $H_0: \mu_A = \mu_B$ $H_1: \mu_A > \mu_B$ Sous H_0 $Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{1}{5} + \frac{1}{6}} \sqrt{\frac{5S_A^2 + 6S_B^2}{5+6-2}}} \sim \mathcal{J}(5+6-2)$

Forme du test Si $Z > t$ on conclut H_1
 Si $Z \leq t$ on conclut H_0

Si H_0 est vrai $P(Z > t) = 5\%$ donc $t = 1,83$ et $Z(\omega) = 1,22$
 On ne peut pas rejeter H_0 , on accepte donc l'hypothèse H_0 que $\mu_A = \mu_B$.

3.3: $\bar{X}(\omega) = \frac{5 \times 34 + 6 \times 32}{11} = 32,9$ $S^2(\omega) = \frac{5 \times 1162 + 6 \times 1030}{11} - \bar{X}(\omega)^2 = 7,59$ $\hat{S}^2(\omega) = 8,349$
 $= 2,89^2$

$\sqrt{11} \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{S}} \sim \mathcal{J}(10)$ donc $P(-2,23 \leq T \leq 2,23) = 95\%$ on en déduit $I_{95} = \left[\frac{\bar{X} - 2,23 \hat{S}}{\sqrt{11}}; \frac{\bar{X} + 2,23 \hat{S}}{\sqrt{11}} \right]$
 on obtient pour μ l'intervalle de confiance $I_{95} = [30,95; 34,85]$
 $\frac{10 \cdot \hat{S}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(10)$ donc $P\left(\frac{10 \cdot \hat{S}^2}{\sigma^2} < 3,94\right) = 5\% = P\left(\sigma^2 > \frac{10 \cdot \hat{S}^2}{3,94}\right)$ $J_{95} = [0; 24,2]$
 on obtient deux intervalles possibles pour σ^2 : $I_{95} = [0; 21,2]$ ou $J_{95} = [4,56; +\infty[$

3.4: On peut effectuer un test ANOVA, hypothèse d'homoscedasticité, indépendance et normalité des résultats $H_0: \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D$ H_1 deux des moyennes sont \neq .

Sous H_0 $F = \frac{\frac{SSE}{3}}{\frac{SSR}{18}} \sim \mathcal{F}(3; 18)$
 $\bar{Y}_0 = \frac{5 \times 34 + 6 \times 32 + 5 \times 33 + 6 \times 27}{22} = 31,86$
 $SSE = 5(34 - \bar{X}(\omega))^2 + 6(32 - \bar{X}(\omega))^2 + 5(33 - \bar{X}(\omega))^2 + 6 \times (30 - \bar{X}(\omega))^2 = 78,59$
 $SSR = 5 \times 6 + 6 \times 6 + 5 \times 6 + 6 \times 6 = 136$

D'où $F(\omega) = \frac{78,59}{3} \times \frac{18}{136} = 34,7 > 3,16$. Au risque 5% on peut donc rejeter H_0 (Mais pas au risque 1%) JP est probable que les 4 betons n'aient pas la même résistance à la compression.