

Corrigé

Exercice 4, feuille 4 bis. (Intervalles de confiance pour la loi normale)

On s'interroge sur la comparaison des tailles moyennes des garçons et des filles de 6 ans dans une population, pour cela on a pris comme échantillon, jugé représentatif de cette tranche d'âge, une classe d'école primaire (niveau CP en France), et on a observé :

16 garçons : moyenne 126.5 cm, écart-type estimé 12.9 cm

15 filles : moyenne 136.9 cm, écart-type estimé 11.9 cm.

On admet que la distribution des tailles dans chacune des sous-populations (garçons, filles) suit une loi gaussienne.

1. Donner des intervalles de confiance à 95% pour les tailles moyennes des garçons et des filles.
2. Donner un intervalle de confiance à 95% pour l'écart-type de la taille des garçons. Même question pour les filles.
- 3) Donner un intervalle de confiance à 95% pour le rapport des deux écart-types. Peut-on conclure que les variances des deux populations sont différentes? (On donne, pour la loi de Fisher-Snedecor à (15,14) degrés de libertés, les quantiles $f_{0.975} = 2.95$ et $f_{0.025} = \frac{1}{f_{0.975}} = 0.339$).

Corrigé : Soit $X = (X_1, \dots, X_m)$ un m -échantillon de loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ représentant la taille des garçons mesurés et $X' = (X'_1, \dots, X'_n)$ m -échantillon de loi normale $\mathcal{N}(\mu', \sigma'^2)$ représentant la tailles des filles mesurées avec X et X' indépendants. (Ici, $m = 16$ et $n = 15$).

Soit $\bar{X}_m = \frac{\sum_{i=1}^m X_i}{m}$ et $\bar{X}'_n = \frac{\sum_{i=1}^n X'_i}{n}$, les moyennes empiriques associées.

Soit $S_m^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (X_i - \bar{X}_m)^2}{m-1}$ et $S_n'^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X'_i - \bar{X}'_n)^2}{n-1}$, les variances estimées associés.

1. **Comme σ est inconnu, pour déterminer un intervalle de confiance pour μ , on va utiliser une statistique de Student.** (Si σ était connu, on utiliserait directement la loi normale).

Propriété du cours sur les lois normales : Les statistiques $\frac{\sqrt{m}(\bar{X}_m - \mu)}{\sigma}$ et $\frac{(m-1)S_m^2}{\sigma^2}$ sont indépendantes et de lois respectives $\mathcal{N}(0, 1)$ et $\chi^2(m-1)$.

On en déduit que l'estimateur :

$$T_m = \frac{\frac{\sqrt{m}(\bar{X}_m - \mu)}{\sigma}}{\sqrt{\frac{(m-1)S_m^2}{\sigma^2} / (m-1)}} = \frac{\sqrt{m}(\bar{X}_m - \mu)}{S_m} \sim \mathcal{T}(m-1)$$

suit une loi de student de paramètre $(m - 1)$.

Remarque : Lorsque σ est connue, on utilise $\frac{\sqrt{m}(\bar{X}_m - \mu)}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1)$. Si σ est inconnu, "on remplace" σ par son écart-type estimé S_m pour obtenir la statistique $T_m \sim \mathcal{T}(m - 1)$.

On a donc $\mathbb{P}(|T_m| \leq t_{1-\alpha/2}^{m-1}) = 1 - \alpha$. D'où l'intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$ pour μ :

$$\bar{X}_m - \frac{t_{1-\alpha/2}^{m-1} S_m}{\sqrt{m}} \leq \mu \leq \bar{X}_m + \frac{t_{1-\alpha/2}^{m-1} S_m}{\sqrt{m}}.$$

De même, on obtient l'intervalle de confiance pour μ' :

$$\bar{X}'_n - \frac{t_{1-\alpha/2}^{n-1} S'_n}{\sqrt{n}} \leq \mu' \leq \bar{X}'_n + \frac{t_{1-\alpha/2}^{n-1} S'_n}{\sqrt{n}}.$$

Application Numérique : On lit sur la table de statistique pour $\alpha = 0.05$: $t_{0.975}^{15} = 2.1314$ et $t_{0.975}^{14} = 2.1448$ d'où les intervalles de confiance de niveau 95% :

$$\mu \in [119.63, 133.37], \mu' \in [130.31, 143.49].$$

2. **Pour déterminer un intervalle de confiance pour σ , on utilise l'estimateur S_m^2 et une loi du χ^2 .** On sait que $\frac{(m-1)S_m^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(m-1)$ d'où :

$$\mathbb{P}\left(k_{\alpha/2}^{m-1} \leq \frac{(m-1)S_m^2}{\sigma^2} \leq k_{1-\alpha/2}^{m-1}\right) = 1 - \alpha.$$

En isolant σ , on obtient l'intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$:

$$S_m \sqrt{\frac{m-1}{k_{1-\alpha/2}^{m-1}}} \leq \sigma \leq S_m \sqrt{\frac{m-1}{k_{\alpha/2}^{m-1}}},$$

et de même, on obtient l'intervalle de confiance pour σ' :

$$S'_n \sqrt{\frac{n-1}{k_{1-\alpha/2}^{n-1}}} \leq \sigma' \leq S'_n \sqrt{\frac{n-1}{k_{\alpha/2}^{n-1}}}.$$

Application Numérique : On lit sur la table de statistique $k_{0.025}^{15} = 6.2621$, $k_{0.975}^{15} = 27.4884$, $k_{0.025}^{14} = 5.6287$ et $k_{0.975}^{14} = 26.1186$ d'où les intervalles de confiance de niveau 95% :

$$\sigma \in [9.53, 19.97], \sigma' \in [8.712, 18.77].$$

3. **Pour déterminer un intervalle de confiance de σ'/σ , on utilise l'estimateur S'_n/S_m et une loi de Fisher-Snedecor.** On sait que $\frac{(m-1)S_m^2}{\sigma^2}$ et $\frac{(n-1)S'_n{}^2}{\sigma'^2}$ sont indépendantes et de lois respectives $\chi^2(m-1)$ et $\chi^2(n-1)$. On en déduit que la statistique :

$$F_{m,n} = \frac{\frac{(m-1)S_m^2}{\sigma^2}/(m-1)}{\frac{(n-1)S'_n{}^2}{\sigma'^2}/(n-1)} = \frac{\sigma'^2 S_m^2}{\sigma^2 S'_n{}^2} \sim \mathcal{F}(m-1, n-1),$$

suit une loi de Fisher-Snedecor à $(m - 1, n - 1)$ degrés de libertés.

Donc $\mathbb{P}(F_{m,n} \in [f_{\alpha/2}^{m-1,n-1}, f_{1-\alpha/2}^{m-1,n-1}]) = 1 - \alpha$.

D'où l'intervalle de confiance pour σ'/σ de niveau $1 - \alpha$:

$$\frac{S'_n}{S_m} \sqrt{f_{\alpha/2}^{m-1,n-1}} \leq \sigma'/\sigma \leq \frac{S'_n}{S_m} \sqrt{f_{1-\alpha/2}^{m-1,n-1}}.$$

Application Numérique : On nous donne $f_{0.025}^{15,14} = 0.339$ et $f_{0.975}^{15,14} = 2.95$ d'où l'intervalle de confiance de niveau 95% :

$$\sigma'/\sigma \in [0.537, 1.58].$$

Conclusion : la valeur $\sigma'/\sigma = 1$ appartient à l'intervalle de confiance de niveau 95% ci-dessus donc on ne peut pas rejeter l'hypothèse $\sigma' = \sigma$.