

Section : Intervalles de confiance

Précédent : Définitions

Suivant : Modèle linéaire

Echantillons gaussiens

Ce paragraphe est consacré à la construction d'intervalles de confiance de la moyenne et la variance, pour les échantillons gaussiens, autrement dit les échantillons de la loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. L'avantage de cette situation est que les estimateurs naturels de l'espérance et de la variance ont des lois explicitement calculables. Nous notons (X_1, \dots, X_n) un échantillon de la loi $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, \bar{X} sa moyenne empirique et S^2 sa variance empirique .

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{et} \quad S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 .$$

Nous rassemblons ci-dessous, et nous admettrons, les trois résultats permettant de calculer les intervalles de confiance de μ et σ^2 .

Théorème 3.3 Si (X_1, \dots, X_n) est un échantillon de la loi $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, alors :

1. $\sqrt{\frac{n}{\sigma^2}}(\bar{X} - \mu)$ suit la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$.
2. $\sqrt{\frac{n-1}{S^2}}(\bar{X} - \mu)$ suit la loi de Student $\mathcal{T}(n-1)$.
3. $\frac{nS^2}{\sigma^2}$ suit la loi du chi-deux $\mathcal{X}^2(n-1)$.

Les deux premières affirmations servent à estimer l'espérance μ , respectivement dans le cas où la variance σ^2 est connue et dans le cas où elle est inconnue. Commençons par supposer que σ^2 est connue. Posons $z_\alpha = Q_{\mathcal{N}(0,1)}(1 - \alpha/2)$. L'intervalle de dispersion optimal de

niveau $1-\alpha$ pour la loi $\mathcal{N}(0,1)$ est $[-z_\alpha, z_\alpha]$. Deux valeurs de z_α sont très souvent utilisées : pour $1-\alpha = 0.95$ et 0.99 , z_α vaut respectivement 1.96 et 2.5758. D'après le point 1 du théorème 3.3, on a :

$$\mathbb{P} \left[\sqrt{\frac{n}{\sigma^2}} (\bar{X} - \mu) \in [-z_\alpha, z_\alpha] \right] = 1 - \alpha .$$

Or :

$$\begin{aligned} \sqrt{\frac{n}{\sigma^2}} (\bar{X} - \mu) \in [-z_\alpha, z_\alpha] &\iff \bar{X} - \mu \in \left[-z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}, z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \right] \\ &\iff \mu \in \left[\bar{X} - z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}, \bar{X} + z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \right] . \end{aligned}$$

L'intervalle :

$$\left[\bar{X} - z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}, \bar{X} + z_\alpha \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \right] ,$$

est donc un **intervalle de confiance** de niveau $1-\alpha$ pour μ .

Le cas où σ^2 est inconnu se traite de la même façon, en remplaçant la loi $\mathcal{N}(0,1)$ par la loi $\mathcal{T}(n-1)$. C'est encore une loi symétrique, pour laquelle l'**intervalle de dispersion** optimal de niveau $1-\alpha$ est de la forme $[-t_\alpha, t_\alpha]$, où :

$$t_\alpha = Q_{\mathcal{T}(n-1)}(1 - \alpha/2) .$$

Le même raisonnement conduit à l'**intervalle de confiance** suivant pour μ :

$$\left[\bar{X} - t_\alpha \sqrt{\frac{S^2}{n-1}}, \bar{X} + t_\alpha \sqrt{\frac{S^2}{n-1}} \right] .$$

Passons maintenant à l'**estimation** de σ^2 à partir de S^2 . La loi du **chi-deux** $\chi^2(n-1)$ n'est pas symétrique, et l'**intervalle de dispersion**

symétrique n'est pas optimal. Nous noterons u_α et v_α deux réels positifs tels que $[u_\alpha, v_\alpha]$ soit un **intervalle de dispersion** de niveau $1-\alpha$ pour la loi $\chi^2(n-1)$. On pourra calculer l'**intervalle de dispersion** optimal par une procédure d'optimisation numérique, ou bien prendre l'intervalle symétrique :

$$u_\alpha = Q_{\chi^2(n-1)}(\alpha/2) \quad \text{et} \quad v_\alpha = Q_{\chi^2(n-1)}(1 - \alpha/2) .$$

D'après le point 3 du théorème 3.3, on a :

$$\mathbb{P} \left[\frac{nS^2}{\sigma^2} \in [u_\alpha, v_\alpha] \right] = 1 - \alpha .$$

Or :

$$\frac{nS^2}{\sigma^2} \in [u_\alpha, v_\alpha] \iff \sigma^2 \in \left[\frac{nS^2}{v_\alpha}, \frac{nS^2}{u_\alpha} \right] .$$

L'intervalle $\left[\frac{nS^2}{v_\alpha}, \frac{nS^2}{u_\alpha} \right]$ est donc un **intervalle de confiance** de niveau $1-\alpha$ pour σ^2 .

Section : Intervalles de confiance

Précédent : Définitions

Suivant : Modèle linéaire