

Cours de Probabilités

Licence M.I.A.S.H.S. Première Année



Année 2019-2020

Retour sur le TLC

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.
Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Conséquence : Si n grand \implies Intervalles de fluctuations asymptotiques

$$\mathbb{P} \left(\bar{X}_n \in \left[\mathbb{E}[X_1] - q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}}, \mathbb{E}[X_1] + q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}} \right] \right) \simeq 1 - \alpha$$

A retenir : $q_{0.95} \simeq 1.645$, $q_{0.975} \simeq 1.96$ et $q_{0.995} \simeq 2.576$.

Retour sur le TLC

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.
Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Conséquence : Si n grand \implies **Intervalles de fluctuations** asymptotiques

$$\mathbb{P} \left(\bar{X}_n \in \left[\mathbb{E}[X_1] - q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}}, \mathbb{E}[X_1] + q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}} \right] \right) \simeq 1 - \alpha$$

A retenir : $q_{0.95} \simeq 1.645$, $q_{0.975} \simeq 1.96$ et $q_{0.995} \simeq 2.576$.

Retour sur le TLC

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.
Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Conséquence : Si n grand \implies **Intervalles de fluctuations** asymptotiques

$$\mathbb{P} \left(\bar{X}_n \in \left[\mathbb{E}[X_1] - q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}}, \mathbb{E}[X_1] + q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}} \right] \right) \simeq 1 - \alpha$$

A retenir : $q_{0.95} \simeq 1.645$, $q_{0.975} \simeq 1.96$ et $q_{0.995} \simeq 2.576$.

Retour sur le TLC

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.
Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Conséquence : Si n grand \implies **Intervalles de fluctuations** asymptotiques

$$\mathbb{P} \left(\bar{X}_n \in \left[\mathbb{E}[X_1] - q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}}, \mathbb{E}[X_1] + q_{1-\alpha/2} \frac{\sqrt{\text{var}(X_1)}}{\sqrt{n}} \right] \right) \simeq 1 - \alpha$$

A retenir : $q_{0.95} \simeq 1.645$, $q_{0.975} \simeq 1.96$ et $q_{0.995} \simeq 2.576$.

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

4.4 Premiers pas vers l'estimation

En général, $\mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1)$ ne sont pas connus !

\implies On va les **estimer** à partir de (X_1, \dots, X_n)

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Un **estimateur** $\hat{\theta}$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est une fonction continue par morceaux de (X_1, \dots, X_n) ne dépendant pas de θ .

Conséquence : • Un estimateur est une v.a. sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$

• Si $\hat{\theta} = h(X_1, \dots, X_n)$ et (X_1, \dots, X_n) observé

$\implies (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega)) \in \mathbb{R}^n$ connu et $\hat{\theta}(\omega)$ connu

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors $\bar{X}_n = \hat{p}$ estimateur de p

Convergence d'un estimateur

En général, on désire qu'un estimateur ... estime !

\implies On veut que $\hat{\theta}$ se "rapproche" de θ

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. La suite d'estimateurs $(\hat{\theta}_n)_n$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est convergente si $\hat{\theta}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \theta$.

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors \bar{X}_n estimateur convergent de p

Plus généralement, pour des v.a.i.i.d. \bar{X}_n estimateur convergent de $\mathbb{E}[X_1]$

Convergence d'un estimateur

En général, on désire qu'un estimateur ... estime !

\implies On veut que $\hat{\theta}$ se "rapproche" de θ

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. La suite d'estimateurs $(\hat{\theta}_n)_n$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est convergente si $\hat{\theta}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \theta$.

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors \bar{X}_n estimateur convergent de p

Plus généralement, pour des v.a.i.i.d. \bar{X}_n estimateur convergent de $\mathbb{E}[X_1]$

Convergence d'un estimateur

En général, on désire qu'un estimateur ... estime !

\implies On veut que $\hat{\theta}$ se "rapproche" de θ

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. La suite d'estimateurs $(\hat{\theta}_n)_n$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est **convergente** si $\hat{\theta}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \theta$.

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors \bar{X}_n estimateur convergent de p

Plus généralement, pour des v.a.i.i.d. \bar{X}_n estimateur convergent de $\mathbb{E}[X_1]$

Convergence d'un estimateur

En général, on désire qu'un estimateur ... estime !

\implies On veut que $\hat{\theta}$ se "rapproche" de θ

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. La suite d'estimateurs $(\hat{\theta}_n)_n$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est **convergente** si $\hat{\theta}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \theta$.

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors \bar{X}_n estimateur convergent de p

Plus généralement, pour des v.a.i.i.d. \bar{X}_n estimateur convergent de $\mathbb{E}[X_1]$

Convergence d'un estimateur

En général, on désire qu'un estimateur ... estime !

\implies On veut que $\hat{\theta}$ se "rapproche" de θ

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. La suite d'estimateurs $(\hat{\theta}_n)_n$ d'un vecteur $\theta \in \mathbb{R}^d$ est **convergente** si $\hat{\theta}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \theta$.

Exemple : Si $(X_i)_i$ v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$ alors \bar{X}_n estimateur convergent de p

Plus généralement, pour des v.a.i.i.d. \bar{X}_n estimateur convergent de $\mathbf{E}[X_1]$

Intervalle de confiance

On désire mesurer la précision avec laquelle un estimateur converge.

Comme il y a de l'aléa, pas de précision "déterministe" mais plutôt :

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $\hat{\theta}$ estimateur de $\theta \in \mathbb{R}$. Pour $\alpha \in]0, 1[$, on appelle **intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$** soit $I_{1-\alpha} = [A_{1-\alpha}, B_{1-\alpha}]$ où $A_{1-\alpha}$ et $B_{1-\alpha}$ sont des v.a. fonctions de (X_1, \dots, X_n) et ne dépendant pas de θ , tel que :

$$\mathbb{P}(\theta \in I_{1-\alpha}) = \mathbb{P}(A_{1-\alpha} \leq \theta \leq B_{1-\alpha}) \geq 1 - \alpha$$

Typiquement $\alpha = 0.05 = 5\% \implies$ intervalle de confiance à 95%

Intervalle de confiance

On désire mesurer la précision avec laquelle un estimateur converge.

Comme il y a de l'aléa, pas de précision "déterministe" mais plutôt :

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $\hat{\theta}$ estimateur de $\theta \in \mathbb{R}$. Pour $\alpha \in]0, 1[$, on appelle **intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$** soit $I_{1-\alpha} = [A_{1-\alpha}, B_{1-\alpha}]$ où $A_{1-\alpha}$ et $B_{1-\alpha}$ sont des v.a. fonctions de (X_1, \dots, X_n) et ne dépendant pas de θ , tel que :

$$\mathbb{P}(\theta \in I_{1-\alpha}) = \mathbb{P}(A_{1-\alpha} \leq \theta \leq B_{1-\alpha}) \geq 1 - \alpha$$

Typiquement $\alpha = 0.05 = 5\% \implies$ intervalle de confiance à 95%

Intervalle de confiance

On désire mesurer la précision avec laquelle un estimateur converge.

Comme il y a de l'aléa, pas de précision "déterministe" mais plutôt :

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $\hat{\theta}$ estimateur de $\theta \in \mathbb{R}$. Pour $\alpha \in]0, 1[$, on appelle intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$ soit $I_{1-\alpha} = [A_{1-\alpha}, B_{1-\alpha}]$ où $A_{1-\alpha}$ et $B_{1-\alpha}$ sont des v.a. fonctions de (X_1, \dots, X_n) et ne dépendant pas de θ , tel que :

$$\mathbb{P}(\theta \in I_{1-\alpha}) = \mathbb{P}(A_{1-\alpha} \leq \theta \leq B_{1-\alpha}) \geq 1 - \alpha$$

Typiquement $\alpha = 0.05 = 5\% \implies$ intervalle de confiance à 95%

Intervalle de confiance

On désire mesurer la précision avec laquelle un estimateur converge.

Comme il y a de l'aléa, pas de précision "déterministe" mais plutôt :

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $\hat{\theta}$ estimateur de $\theta \in \mathbb{R}$. Pour $\alpha \in]0, 1[$, on appelle **intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$** soit $I_{1-\alpha} = [A_{1-\alpha}, B_{1-\alpha}]$ où $A_{1-\alpha}$ et $B_{1-\alpha}$ sont des v.a. fonctions de (X_1, \dots, X_n) et ne dépendant pas de θ , tel que :

$$\mathbb{P}(\theta \in I_{1-\alpha}) = \mathbb{P}(A_{1-\alpha} \leq \theta \leq B_{1-\alpha}) \geq 1 - \alpha$$

Typiquement $\alpha = 0.05 = 5\% \implies$ intervalle de confiance à 95%

Intervalle de confiance

On désire mesurer la précision avec laquelle un estimateur converge.

Comme il y a de l'aléa, pas de précision "déterministe" mais plutôt :

Définition

Soit (X_1, \dots, X_n) famille de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ et $\hat{\theta}$ estimateur de $\theta \in \mathbb{R}$. Pour $\alpha \in]0, 1[$, on appelle **intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$** soit $I_{1-\alpha} = [A_{1-\alpha}, B_{1-\alpha}]$ où $A_{1-\alpha}$ et $B_{1-\alpha}$ sont des v.a. fonctions de (X_1, \dots, X_n) et ne dépendant pas de θ , tel que :

$$\mathbb{P}(\theta \in I_{1-\alpha}) = \mathbb{P}(A_{1-\alpha} \leq \theta \leq B_{1-\alpha}) \geq 1 - \alpha$$

Typiquement $\alpha = 0.05 = 5\% \implies$ intervalle de confiance à 95%

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ① Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbb{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

- ② Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbb{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ① Si $\theta = \mathbb{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbb{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

- ② Si $\theta = \mathbb{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbb{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbb{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbb{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbf{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\Rightarrow I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbf{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\Rightarrow I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbf{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbf{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbf{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}} \right]$$

Obtention d'intervalles de confiance sur l'espérance

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. Quel $I_{1-\alpha}$ pour $E[X_1]$?

- ❶ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue et $\text{var}(X_1)$ connue, avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(|\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \leq \varepsilon\right) \geq 1 - \frac{\text{var}(X_1)}{n\varepsilon^2} \quad \text{et} \quad \varepsilon^2 = \frac{\text{var}(X_1)}{n\alpha}$$
$$\implies I_{1-\alpha} = \left[\bar{X}_n - \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

- ❷ Si $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ inconnue, $\text{var}(X_1)$ connue et n grand avec le TLC

$$\mathbf{P}\left(\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1]}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \right| \leq q_{1-\alpha/2}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\text{var}(X_1)}{n}}\right]$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbb{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

① Avec l'Inégalité B-T,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) &\geq 1 - \alpha \\ \implies \mathbb{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) &\geq 1 - \alpha \end{aligned}$$

② Avec le TLC, pour n grand

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) &\simeq 1 - \alpha \\ \implies \mathbb{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) &\geq 1 - \alpha \end{aligned}$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

① Avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) \geq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

② Avec le TLC, pour n grand

$$\mathbf{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

① Avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) \geq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

② Avec le TLC, pour n grand

$$\mathbf{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

① Avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) \geq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

② Avec le TLC, pour n grand

$$\mathbf{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

❶ Avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) \geq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

❷ Avec le TLC, pour n grand

$$\mathbf{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbb{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

❶ Avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbb{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) \geq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbb{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

❷ Avec le TLC, pour n grand

$$\mathbb{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbb{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

Un exemple détaillé

On suppose (X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{E}(1/\theta)$

$\implies I_{1-\alpha}$ pour $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ mais $\text{var}(X_1) = \theta^2$ inconnue !

❶ Avec l'Inégalité B-T,

$$\mathbf{P}\left(-\frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq \frac{\theta}{\sqrt{n\alpha}}\right) \geq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{1}{\sqrt{n\alpha}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

❷ Avec le TLC, pour n grand

$$\mathbf{P}\left(-q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}} \leq \theta - \bar{X}_n \leq q_{1-\alpha/2} \frac{\theta}{\sqrt{n}}\right) \simeq 1 - \alpha$$
$$\implies \mathbf{P}\left(\frac{\bar{X}_n}{1 + \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}} \leq \theta \leq \frac{\bar{X}_n}{1 - \frac{q_{1-\alpha/2}}{\sqrt{n}}}\right) \geq 1 - \alpha$$

Cas général de variance inconnue

(X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. avec $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1) \neq g(\theta)$ inconnues

Théorème (Théorème de la Limite Centrale 2)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbf{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\bar{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \sigma^2 = \text{var}(X_1)$$

et

$$\sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1])}{\bar{\sigma}_n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\implies \text{Pour } n \text{ grand, } I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}} \right]$$

Cas général de variance inconnue

(X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. avec $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1) \neq g(\theta)$ inconnues

Théorème (Théorème de la Limite Centrale 2)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbf{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ telles que $\mathbf{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\bar{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \sigma^2 = \text{var}(X_1)$$

et

$$\sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1])}{\bar{\sigma}_n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\implies \text{Pour } n \text{ grand, } I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}} \right]$$

Cas général de variance inconnue

(X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. avec $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1) \neq g(\theta)$ inconnues

Théorème (Théorème de la Limite Centrale 2)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbf{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ telles que $\mathbf{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\bar{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \sigma^2 = \text{var}(X_1)$$

et

$$\sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1])}{\bar{\sigma}_n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\implies \text{Pour } n \text{ grand, } I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}} \right]$$

Cas général de variance inconnue

(X_1, \dots, X_n) famille de v.a.i.i.d. avec $\theta = \mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(X_1) \neq g(\theta)$ inconnues

Théorème (Théorème de la Limite Centrale 2)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbf{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ telles que $\mathbf{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\bar{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \sigma^2 = \text{var}(X_1)$$

et

$$\sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbf{E}[X_1])}{\bar{\sigma}_n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\implies \text{Pour } n \text{ grand, } I_{1-\alpha} \simeq \left[\bar{X}_n - q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + q_{1-\alpha/2} \frac{\bar{\sigma}_n}{\sqrt{n}} \right]$$