

Informatique : programmation en Python

En particulier :
Simulation de lois usuelles discrètes, à densité.

Chapitre 11 - Convergence de variables aléatoires (tout)

1. Inégalité de Markov et inégalité de Bienaymé-Tchebychev (rappel)

2. Convergence en probabilité

(a) Définition : On dit que la suite de variables aléatoires $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en probabilité vers la variable aléatoire X lorsque :

$$\forall \epsilon > 0, \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|X_n - X| \geq \epsilon) = 0$$

On note alors $X_n \xrightarrow{P} X$.

(b) Méthode : on utilise souvent (mais pas toujours) l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev.

(c) Si la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en probabilité vers X , et si la fonction f est continue sur \mathbb{R} , alors la suite $(f(X_n))_{n \in \mathbb{N}}$ converge en probabilité vers $f(X)$.

(d) Si $X_n \xrightarrow{P} X$ et $Y_n \xrightarrow{P} Y$ alors $X_n + Y_n \xrightarrow{P} X + Y$.

(e) Loi faible des grands nombres (*)

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires réelles.

Notons

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$$

Si :

- les variables X_n sont indépendantes,
- elles admettent toutes la même espérance notée m et la même variance notée σ^2 ,

alors la suite $(\overline{X}_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en probabilité vers la variable aléatoire certaine égale à m : $X_n \xrightarrow{P} m$

3. Convergence en loi

(a) Définition via la fonction de répartition. Cas particulier des VARD à valeurs dans \mathbb{Z} .

(b) Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de VARD de loi $\mathcal{B}(n, \frac{\lambda}{n})$. Alors $X_n \xrightarrow{L} Y$ où $Y \sim \mathcal{P}(\lambda)$.

Preuve guidée à savoir refaire :

i. Montrer que $\forall k \in \mathbb{N}, \binom{n}{k} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^k}{k!}$.

ii. En déduire que $\forall k \in \mathbb{N}, \lim_{n \rightarrow +\infty} P(X_n = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$.

(c) Si la suite $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en loi vers X , et si la fonction f est continue sur \mathbb{R} , alors la suite $(f(X_n))_{n \in \mathbb{N}}$ converge en loi vers $f(X)$.

4. Théorème Central Limite

(a) Le T.C.L

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de variables aléatoires.

Soit m un réel et σ un réel strictement positif.

On suppose que :

- les variables aléatoires $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ sont indépendantes,
- les variables aléatoires $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ sont identiquement distribuées (elles suivent la même loi),
- toutes ces variables aléatoires admettent une même espérance m et une même variance notée σ^2 .

On note : $\forall n \in \mathbb{N}^*, \overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$. La variable aléatoire centrée réduite associée à \overline{X}_n est :

$$\overline{X}_n^* = \frac{\overline{X}_n - E(\overline{X}_n)}{\sqrt{V(\overline{X}_n)}} = \sqrt{n} \left(\frac{\overline{X}_n - m}{\sigma} \right)$$

Alors

la suite $(\overline{X}_n^*)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en loi vers une variable aléatoire qui suit une loi normale centrée réduite.

$$\overline{X}_n^* \xrightarrow{L} Y \text{ où } Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

(b) Convergence de la loi binomiale vers la loi normale : à savoir retrouver en étant un peu guidé.

(c) Convergence de la loi de Poisson vers la loi normale : à savoir retrouver en étant un peu guidé.

Chapitre 12 - Estimation (tout)

1. Vocabulaire : notion d'échantillon i.i.d. (indépendant, identiquement distribué) (X_1, \dots, X_n) de même loi qu'une variable X donnée.

On considère une variable X dont la loi dépend d'un réel θ et $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$.

2. Définition d'un estimateur $T_n = \varphi(X_1, \dots, X_n)$ de $g(\theta)$.

3. Un estimateur T_n de $g(\theta)$ est sans biais si $E(T_n) = g(\theta)$.

4. Un estimateur T_n de $g(\theta)$ est convergent si $T_n \xrightarrow{P} g(\theta)$.

5. Si $T_n \xrightarrow{P} g(\theta)$ et f est une fonction continue alors $f(T_n) \xrightarrow{P} f(g(\theta))$.

6. La moyenne empirique $\overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$ est un estimateur sans biais et convergent de $m = E(X)$.

7. condition suffisante de convergence : si $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(T_n) = g(\theta)$ et si $\lim_{n \rightarrow +\infty} V(T_n) = 0$ alors $T_n \xrightarrow{P} g(\theta)$ (T_n est un estimateur convergent de $g(\theta)$).

8. comparaison de deux estimateurs : si l'on dispose de plusieurs estimateurs de $g(\theta)$, le plus intéressant est celui pour lequel la quantité $V(T_n) + (E(T_n) - g(\theta))^2$ est la plus faible.

9. Intervalle de confiance

Définitions : **intervalle de confiance**, **intervalle de confiance asymptotique**.

Nous avons vu différents exemples.

Retenir pour la construction d'un intervalle de confiance pour la **loi de Bernoulli** :

pour tout $p \in [0, 1]$, $p(1 - p) \leq \frac{1}{4}$ (via une étude de variations rapide).

Ingédients pour la construction d'un intervalle de confiance : Markov, IBT, lois usuelles (dont loi normale !!), TCL...

10. Méthode de Monte Carlo : méthode pour estimer l'espérance $m = E(Y)$ d'une variable aléatoire Y ou une certaine probabilité.

Application à différents calculs approchés d'intégrales, de séries, de sommes finies.

Le plus souvent $Y = g(X)$ où X suit une loi usuelle discrète (estimation de somme ou de série) ou à densité (estimation d'une intégrale) que l'on peut simuler sur Python et g est une fonction bien choisie.

On estime alors l'espérance m par la moyenne empirique $\bar{Y}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n Y_k$.

Exercice de cours à savoir refaire

$$\text{Soit } M = \int_0^1 \frac{4}{1+t^2} dt.$$

- (a) Ecrire M comme l'espérance d'une variable aléatoire Y .
- (b) Ecrire un programme Python, qui définit la fonction g où $g(t) = \frac{4}{1+t^2}$ puis qui affiche une estimation de M par la méthode de Monte-Carlo pour un échantillon de taille n .
- (c) Calculer la valeur exacte de M . Objectif du programme précédent ?

(*) : **preuve exigible**