

TP 10: Estimation ponctuelle.

28 février 2025

Introduction : Exercice 1

On lance 10 fois de suite une pièce honnête. On cherche à estimer la probabilité de l'événement A : obtenir au moins une fois une succession de 3 résultats identiques.

1. On rappelle que si a et b sont deux entiers naturels, l'instruction `rd.randint(a,b)` renvoie un entier aléatoire de $\llbracket a, b - 1 \rrbracket$. Compléter la fonction `simul()` suivante afin qu'elle simule cette expérience et renvoie la valeur 1 lorsque cet événement est réalisé et la valeur 0 lorsqu'il ne l'est pas.

```
1 import numpy.random as rd
2 def simul():
3     U = rd.randint(1,3,10)
4     x = 0
5     for i in range(2,10):
6         if ..... :
7             x = 1
8     return x
```

2. On renouvelle n fois cette expérience. On note X_k la variable de Bernoulli indicatrice de la réalisation de l'événement A lors de la k -ème tentative. On pose $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$

Selon la loi faible des grands nombres $\lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}(|\bar{X}_n - \mathbb{P}(A)| \geq \varepsilon) = 0$. On peut donc **estimer** que la valeur de $\mathbb{P}(A)$ est environ égale à \bar{X}_n pour n assez grand.

Ecrire un programme qui permet de calculer une valeur approchée de $\mathbb{P}(A)$.

3. Le programme suivant permet de visualiser la manière dont \bar{X}_n se rapproche de $\mathbb{P}(A)$ lorsque n augmente. Expliquer ce programme et le résultat affiché.

```
1 import matplotlib.pyplot as plt
2 import numpy as np
3 plt.close()
4 N = 1000
5 essais = [50,100,1000]
6 for k in range(3):
7     M = np.zeros(N)
8     n = essais[k]
9     for i in range(N):
10        X = np.zeros(n)
```

```

11         for j in range(n):
12             X[j] = simul()
13             M[i] = np.mean(X)
14         plt.subplot(1,3,k+1)
15         plt.hist(M,range=(0,1),bins=50)
16 plt.show()

```

Exercice 2 : Estimation du paramètre d'une loi de Poisson.

On considère n variables aléatoires X_1, \dots, X_n indépendantes et identiquement distribuées de même loi de Poisson de paramètre λ inconnu.

- Montrer que $Y_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$ est un estimateur de λ . Calculer son espérance.
- Posons $V_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - Y_n)^2$, la variance empirique des X_i .
 - Montrer que pour tout entier n non nul $\mathbb{E}(V_n) = \frac{n-1}{n} \lambda$.
 - En déduire un estimateur Z_n de λ tel que $\mathbb{E}(Z_n) = \lambda$. Z_n est appelée variance empirique débiaisée des X_i .
- Ecrire un programme, utilisant `rd.poisson()` qui simule N fois une loi de Poisson de paramètre $\lambda = 3$ et qui affiche l'estimation que l'on peut faire de λ selon les deux méthodes. Comparer l'erreur commise avec différentes valeurs de λ et de N . Quelle est le meilleur estimateur ?
- En Python la variance empirique se calcule avec la fonction `np.var()`. Compléter le programme suivant afin qu'il simule $N = 2500$ fois le programme de la question 3 avec $n = 100$ et qu'il affiche les histogrammes empiriques des variables aléatoires Y_n et Z_n .

```

1 N = 2500
2 n = 100
3 X = rd.poisson(1, size=[n,N])
4 Y = ...
5 Z = ...
6 m = min(min(Y), min(Z))
7 M = max(max(Y), max(Z))
8 plt.close()
9 plt.subplot(1,2,1)
10 plt.hist(Y,range=(m,M),bins=50,color="yellow",edgecolor="red")
11 plt.subplot(1,2,2)
12 plt.hist(Z,range=(m,M),bins=50,color="yellow",edgecolor="red")
13 plt.show()

```

Exercice 3 : Estimation du paramètre d'une loi uniforme à densité.

On veut estimer le paramètre a d'une variable aléatoire X suivant une loi uniforme sur $[0, a]$. On considère n variables aléatoires X_1, \dots, X_n indépendantes de même loi que X . On pose

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k, M_n = \max(X_1, \dots, X_n) \text{ et } V_n = 2X_n.$$

1. Calculer $\mathbb{E}(\bar{X}_n)$. En déduire un premier estimateur Y_n d'espérance a .
2. (a) Montrer que la fonction de répartition de M_n est donnée par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, F_{M_n}(x) = [F(x)]^n$$

où F est la fonction de répartition de X .

- (b) En déduire que M_n est une variable aléatoire à densité et qu'une densité de M_n est donnée par :

$$\forall x \in [0, a], f_{M_n}(x) = \frac{n}{a^n} x^{n-1} \text{ et sinon } f_{M_n}(x) = 0$$

- (c) Calculer $\mathbb{E}(M_n)$. En déduire un second estimateur Z_n d'espérance a .
3. Montrer que Y_n est un estimateur convergent de a .
4. Calculer l'espérance et la variance de Z_n et de V_n . Ces estimateurs sont-ils sans biais? Sont-ils convergent?
5. Quel estimateur de a privilégieriez-vous?
6. Ecrire un script en python qui simule 1000 fois une loi uniforme sur $[0, a]$ et qui affiche les trois estimations. Tester sur différentes valeurs de a . Faire un commentaire.
7. Reprendre les instructions de l'exercice précédent et les modifier afin d'afficher les histogrammes empiriques des variables Y_n, Z_n et V_n pour $a = 3$ avec $n = 100$ en répétant l'expérience $N = 2500$ fois.

Exercice 4 : Variance d'une loi normale - Edhec 2020 E

On considère une variable aléatoire X suivant une loi normale $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ où $\sigma > 0$ est inconnu. On pose $Y = |X|$. On admet que Y est une variable aléatoire à densité.

1. (a) Montrer que la fonction de répartition de Y est donnée par :

$$F_Y(x) = 2F_X(x) - 1 \text{ si } x \geq 0 \text{ et } F_Y(x) = 0 \text{ sinon}$$

- (b) En déduire une densité de Y .

- (c) Montrer que Y admet une espérance et que $\mathbb{E}(Y) = \sigma \sqrt{\frac{2}{\pi}}$.

2. On considère un échantillon (Y_1, \dots, Y_n) composé de variables aléatoires indépendantes suivant la même loi que X . On pose $S_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$.
 - (a) Montrer que S_n est un estimateur de σ . Donner son espérance. Proposer un estimateur T_n d'espérance σ .

- (b) Calculer $\mathbb{E}(X^2)$, $\mathbb{E}(Y^2)$, $\mathbb{V}(Y)$ et $\mathbb{V}(S_n)$.
 - (c) En déduire la variance de T_n .
3. Ecrire une fonction en python qui prend en entrée un entier naturel n et un réel σ positif et qui renvoie une simulation de S_n et une simulation de T_n .