

Master Ingénierie mathématique, Univ. Nantes  
Option Mathématiques et applications, ECN

Statistique Inférentielle.

Anne PHILIPPE  
Université de Nantes, LMJL

---

Adresses email :

Anne.Philippe@univ-nantes.fr

Pages web :

Information sur le cours / données / exercices

[http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/Master\\_1.html](http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/Master_1.html)

[http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/R\\_freeware.html](http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/R_freeware.html)

---

Fiche 1. Estimation non paramétrique

EXERCICE 1. ESTIMATION D'UNE LOI DISCRÈTE FINIE

- 1) Récupérer les données dans le fichier

<http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/data/SampleDiscret.txt> Les données ont été simulées suivant la loi binomiale de paramètre  $n = 5$  et  $p = 0.3$

Soit  $X_1$  une variable aléatoire discrète prenant les  $\{0, \dots, 5\}$ . On veut estimer la loi de  $X_1$  à partir d'un échantillon  $X_1, \dots, X_n$

On définit les deux estimateurs suivants :

- o- les fréquences empiriques

$$\hat{p}_n = (\hat{p}_n(0), \dots, \hat{p}_n(5)) = \frac{1}{n}(N_n(0), \dots, N_n(5))$$

où

$$N_n(j) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}_{\{j\}}(X_i)$$

La fonction `table` calcule les valeurs des  $N_n(j)$

-o- la fonction de répartition empirique

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}_{]-\infty, x]}(X_i)$$

qui estime la fonction de répartition de  $X_1$  :

$$F(x) = P(X_1 \leq x)$$

La fonction `ecdf` calcule la fonction  $F_n$  :

> Fn = ecdf(x)

> plot(Fn)

2) Justifier que  $\hat{p}_n$  est un estimateur de la densité c'est à dire du vecteur de probabilités

$$(P(X_1 = 0), \dots, P(X_1 = 5))$$

3) Pour  $n = 50, 500, 1000, 10000$ ,

a) Tracer l'estimation de la loi par l'estimateur des fréquences empiriques  $\hat{p}_n$  calculées sur les  $n$  premières observations

b) Ajouter les valeurs de  $\{(i, P(X_1 = i)), i = 0 \dots 5\}$

Indication : Représenter les 4 graphiques sur une même fenêtre en utilisant la commande `par(mfrow=c(2,2))` qui partage la fenêtre en 2 lignes et 2 colonnes

4) Pour  $n = 50, 500, 1000, 10000$ ,

a) Tracer la fonction de répartition empirique  $F_n$  calculée sur les  $n$  premières observations

b) Superposer la fonction de répartition théorique

Indication : utiliser `pbinom` pour calculer les valeurs de la fonction de répartition, puis construire avec `stepfun` une fonction constante par morceaux et continue à droite.

La syntaxe est

**F=stepfun(x, z)** où

— le vecteur **x** contient les points de discontinuité de la fonction,

— le vecteur **z** est de la forme **c(a, y)** où **a** est la valeur prise par  $F$  avant le premier point de discontinuité et **y** les valeurs de la fonction aux points de discontinuités **x**.

Pour représenter graphique la fonction  $F$  on utilise `plot` ou `lines` (pour superposer) : avec l'argument `vertical=FALSE`

> plot(F, vertical=FALSE) ou lines(F, vertical=FALSE)

5) Commenter les résultats obtenus

## EXERCICE 2. LE PROCESSUS EMPIRIQUE

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuée suivant une loi continue. On rappelle que le processus empirique est défini par

$$F_n(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{I}_{]-\infty, t]}(X_i).$$

- 1) Illustrer la convergence presque sûre de  $F_n(x)$  vers  $F(x) = P(X_1 \leq x)$  et le théorème de Glivenko Cantelli sur les exemples suivants
  - $X_1$  suit une loi uniforme sur  $[0, 1]$
  - $X_1$  suit une loi gaussienne standard
  - $X_1$  suit une loi beta de paramètre  $(1/2, 1/4)$ ,
  - $X_1$  suit une loi de student à 1 degré de liberté.
- 2) Illustrer la propriété suivante :

la loi de la variable aléatoire  $\sup_t |F_n(t) - F(t)|$  ne dépend pas de la loi de  $X_1$

Reprendre les exemples de la question 1).

- 3) Par la simulation, trouver une suite  $(u_n)$  telle que

$$u_n \sup_t |F_n(t) - F(t)|$$

converge en loi vers une variable aléatoire non dégénérée.

## EXERCICE 3. ESTIMATION NON PARAMÉTRIQUE SUR DES LOIS CONTINUES

Récupérer les fichiers de données suivantes :

- le fichier `SampleGauss01.txt` contient une réalisation  $(x_1, \dots, x_n)$  de l'échantillon  $X = (X_1, \dots, X_n)$  iid suivant la loi normale  $\mathcal{N}(0, 1)$ .  
<http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/data/SampleGauss01.txt>
- le fichier `SampleGauss03.txt` contient une réalisation  $(y_1, \dots, y_n)$  de l'échantillon  $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$  iid suivant la loi normale  $\mathcal{N}(0, 3^2)$ .  
<http://www.math.sciences.univ-nantes.fr/~philippe/data/SampleGauss03.txt>

## Estimation de la densité par un histogramme

Quelques fonctions R : La fonction `hist` trace l'histogramme de l'échantillon  $x$ .

La syntaxe est

- `hist(x, proba = TRUE)`, le choix du nombre de classes est optimisé pour minimiser l'erreur quadratique moyenne.  
 On peut fixer les classes en ajoutant l'argument `breaks`.
- `hist(x, proba = TRUE, breaks = p)` avec `p` un entier, le nombre de classes est approximativement `p` et les classes sont de même longueur.

— `hist(x, proba = TRUE , breaks = a)` avec `a` un vecteur, les coordonnées de `a` définissent les classes de l'histogramme. Il y a donc `length(a) - 1` classes.

- 1) Dans cette question, on estime la densité par un histogramme en utilisant le nombre de classes optimal de la fonction `hist`.

Pour  $n = 50, 500, 1000, 10000$  :

- Tracer l'histogramme calculé sur les  $n$  premières observations  $X_1, \dots, X_n$ .
- Superposer la densité de la loi théorique c'est à dire la densité de la loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ .
- Commenter les résultats.

Tracer les 4 graphiques sur une même fenêtre en utilisant `par(mfrow=c(2,2))`.

- 2) Refaire la question 1 sur l'échantillon  $Y$  et comparer les résultats.

- 3) Sur l'échantillon  $X$ , nous allons illustrer les effets du nombre de classes sur la qualité de l'estimateur.

On fixe le nombre d'observations  $n = 500$  et on construit l'histogramme avec  $k$  classes de même longueur pour différentes valeurs de  $k = 3, 5, 10, 15, 20, 25, 50, 100, 150$ .

- Construire une suite arithmétique  $a$  de longueur  $k + 1$  allant  $\min(X_1, \dots, X_{500})$  à  $\max(X_1, \dots, X_{500})$ . Ces points définissent les classes de l'histogramme.
- Tracer l'histogramme de  $X_1, \dots, X_{500}$  ayant  $k$  classes définies par le vecteur  $a$ .
- Superposer la densité de la loi théorique c'est à dire la densité de la loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ .
- Commenter les résultats obtenus. Comparer avec le résultat obtenu à la question 1.

Tracer les 9 histogrammes sur une même page : `par(mfrow=c(3,3))`.

## Estimation de la densité par l'estimateur à Noyau

Quelques fonctions R :

- La fonction `fn = density(x)` calcule sur l'échantillon  $x$  l'histogramme à noyau avec un choix automatique de  $h$ , optimisé pour minimiser l'erreur quadratique moyenne et par défaut le noyau gaussien
- Pour changer la valeur de  $h$ , on ajoute l'option `bw`
- Pour changer le noyau, on ajoute l'option `kernel`
- La commande `plot(fn)` permet ensuite de représenter graphiquement l'estimateur.

- 1) Dans cette question, on utilise l'estimateur avec la valeur de  $h$  optimisée par la fonction `density` et le gaussien (par défaut).

Pour  $n = 5, 10, 50, 100, 1000, 10000$ , (tracer les 6 graphiques sur une même fenêtre.)

- a) Tracer l'estimateur à noyau calculé sur les  $n$  premières observations  $X_1, \dots, X_n$ .
  - b) Superposer la densité de la loi théorique c'est à dire la densité de la loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ .
  - c) Commenter les résultats.
- 2) On fixe  $n = 1000$  et on fait varier le paramètre  $h$ .  
Pour  $h = 0.01, 0.02, 0.1, 0.25, 0.5, 1, 2$ . On conserve le noyau gaussien.
- a) Tracer l'estimateur à noyau calculé sur les 1000 premières observations de  $X$ .
  - b) Superposer la densité de la loi théorique, c'est à dire la densité de la loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ .
  - c) Commenter les résultats.
- 3) Refaire les questions 1 et 2 avec le noyau uniforme.