

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/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.