${ m TP~3-SY02}$ Estimation et théorème central limite

Les questions/sections marquées par un sont des questions plus ouvertes qui peuvent être abordées dans un deuxième temps.

1 Estimation par la méthode des moments

On modélise un phénomène par une variable aléatoire X suivant une loi uniforme sur l'intervalle [0,a] avec a entier. Afin d'estimer le paramètre a, on cherche un estimateur avec la méthode des moments. On utilisera la fonction suivante pour générer un échantillon de taille n:

```
runifa <- function(n) {
  if(!exists("param")) param <<- sample(10:20, 1)
  runif(n, min = 0, max = param)
}</pre>
```

- ① Sachant que $\mathbb{E}(X) = \frac{a}{2}$, proposer un estimateur du paramètre a.
- \bigcirc Créer une fonction **estim** qui prend en argument un échantillon de taille quelconque issu de X et renvoie l'estimation du paramètre a.
- (3) Lancer plusieurs fois la fonction précédente avec un échantillon de taille 100. Quel semble être le paramètre a?

Au lieu d'exécuter manuellement plusieurs fois l'instruction estim(runifa(n)), on va utiliser une fonction R qui le fait à notre place et accumule les différents résultats : il s'agit de la fonction replicate qu'on utilise comme suit :

```
a <- replicate(1000, estim(runifa(n)))
```

Le vecteur a stocke les 1000 résultats de l'instruction estim(runifa(n)).

(4) Faire un diagramme en boîte de 1000 estimations successives de a. Quel est le paramètre inconnu? Vérifier qu'il est en accord avec le vrai paramètre choisi au hasard, utilisé pour générer les observations et stocké dans param.



5 On admet que les moments de X sont :

$$m_k = \mathbb{E}(X^k) = \frac{a^k}{k+1}$$
 pour tout $k \ge 1$.

Trouver pour chaque moment l'estimateur \hat{a}_k correspondant. Refaire l'étude précédente. Quel est l'estimateur le plus précis?

2 Théorème central limite

On souhaite vérifier expérimentalement le théorème central limite. Pour cela, on va choisir une variable aléatoire X de loi quelconque, d'espérance μ et d'écart-type σ . On utilisera la fonction suivante pour générer un échantillon de loi inconnue de taille n:

```
runknown <- function(n) {
  bn <- rbinom(n, 1, 0.2)
  bn * rnorm(n, mean=-4, sd=1) + (1 - bn) * rnorm(n, mean=10, sd=1)
}</pre>
```

- (6) Vérifier expérimentalement que l'espérance de X vaut 7.2 et que l'écart-type vaut $\sqrt{32.36}$.
- (7) Tracer un histogramme d'un échantillon de taille 1000.
- 8 Tracer la fonction de répartition empirique de la loi inconnue avec un échantillon de taille 1000 à l'aide des fonctions ecdf et plot.

Le théorème central limite dit que si on a n variables aléatoires échantillons indépendantes X_1, \ldots, X_n de loi parente celle de X, alors la variable aléatoire suivante,

$$T = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}},$$

converge en loi lorsque n augmente vers une loi normale centrée réduite. On va donc vérifier que des réalisations issues de la loi de T sont distribuées comme une gaussienne centrée réduite.

- (9) À partir de l'échantillon de taille n de loi celle de X, calculer une seule réalisation de la variable aléatoire T.
- (10) Réitérer l'opération précédente plusieurs fois en regénérant à chaque fois un nouvel échantillon de taille n de X. À quoi semble ressembler la distribution obtenue?

Pour générer un nombre quelconque de réalisations de T, on va à nouveau utiliser la fonction **replicate**. Il faut d'abord créer une fonction qui regroupe le calcul de la réalisation et retourne le résulat.

```
random.T <- function(n) {
    # Générer le vecteur x de taille n
    # Calculer une réalisation de la loi T
    return(valeur)
}</pre>
```

Pour avoir une réalisation de la loi T, il suffit maintenant d'appeler la fonction ${\tt random.T}$ comme ceci

```
random.T(n)
```

Ensuite, pour appeler random. Tun nombre quelconque de fois et stocker les différents résulats dans un vecteur, on exécute

```
t.10 <- replicate(10, random.T(n))
```

qui stocke dans le vecteur ${\tt t.10}$ 10 appels successifs de la fonction ${\tt random.T}$ avec l'argument n.

- (11) Définir la fonction random. T et générer un vecteur t. 1000 contenant 1000 réalisations de la variable aléatoire T. Vérifier que la moyenne empirique et la variance empirique sont en accord avec une loi normale centrée réduite.
- Tracer la fonction de répartition empirique de l'échantillon t.1000. Comparer avec celle d'un échantillon x vu à la question 8.
- (13) Avec l'instruction curve (pnorm, add=TRUE), superposer au graphe précédent, la fonction de répartition théorique d'une gaussienne centrée réduite. Qu'observez-vous?
- $\overbrace{14}$ Superposer à nouveau les deux courbes pour des valeurs de n valant 1, 2, 5, 10, 20, 50. Qu'observez-vous?

3 Estimation par maximum de vraisemblance

On considère la loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$ et de densité

$$f_{\lambda}(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x \ge 0\\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$

disponible en R avec la function dexp. On fixe le paramètre $\lambda = 3$ et on suppose qu'on dispose d'un échantillon iid x_1, \ldots, x_n issu de cette loi. On cherche à présent à estimer le paramètre λ qu'on suppose à présent inconnu avec la méthode du maximum de vraisemblance.

(15) Créer la fonction f de densité qui prend en argument un paramètre λ et un échantillon x et renvoie les densités aux points \mathbf{x} pour la loi exponentielle de paramètre λ .

(16) Créer la fonction L de vraisemblance qui prend en argument un paramètre λ et un échantillon x et renvoie la vraisemblance du paramètre λ par rapport aux données x. On pourra utiliser la fonction **prod**.

- (17) Créer la fonction logL de log-vraisemblance qui prend en argument un paramètre λ et un échantillon x et renvoie la log-vraisemblance du paramètre λ par rapport aux données x. Pour des raisons de stabilité, on utilisera le fait que le logarithme d'un produit est la somme des logarithmes ¹.
- (18) Stocker dans la variable x un échantillon de taille n=100 suivant une loi exponentielle de paramètre $\lambda=3$. D'après la vraisemblance, quel est le paramètre le plus probable entre $\lambda=3.1$ et $\lambda=2.8$?
- (19) Que fait le bout de code suivant

```
lambdas <- seq(0, 6, 0.01)
logL.lambdas <- sapply(lambdas, function(lambda) logL(lambda, x))
plot(lambdas, logL.lambdas, type = "1")</pre>
```

La méthode du maximum de vraisemblance consiste à trouver le paramètre λ qui maximise la fonction logL. Pour ce faire, nous allons utiliser la fonction optimize de R. Supposons qu'on souhaite calculer le maximum de la fonction $g(x) = -(x - \pi)^2$ (qui vaut 0 et est atteint pour $x = \pi$). On définit d'abord la fonction $g(x) = \pi$:

```
>g <- function(x) {
+ -(x - pi)^2
+}
```

On appelle ensuite la fonction optimize comme suit :

```
>(opt <- optimize(g, lower = -10, upper = 10, maximum = TRUE))
$maximum
[1] 3.141593

$objective
[1] 0</pre>
```

Les arguments upper et lower fixe l'intervalle de recherche et maximum spécifie que l'on recherche un maximum et non un minimum.

La fonction retourne un objet que l'on a pas encore rencontré : une liste nommée. Il s'agit d'une liste contenant des objets qui sont accessibles en fournissant leur nom.

```
>opt$maximum
[1] 3.141593
>opt$objective
[1] 0
```

Attention, si on veut optimiser une fonction à plusieurs arguments (par exemple une fonction de vraisemblance), il ne faut pas oublier de fixer dans la fonction optimize les

^{1.} Comparer log(1e-200 * 1e-200) et log(1e-200) + log(1e-200)

arguments sur lesquels ne porte pas l'optimisation. À titre d'exemple, on pourra consulter la section « Examples » de l'aide sur la fonction optimize.

(20) Calculer le paramètre λ le plus vraisemblable par rapport à l'échantillon x.

De la même manière que dans la section précédente, on cherche maintenant à recommencer cette estimation pour différents échantillons \mathbf{x} .

- (21) Créer une fonction sim.EMV qui ne prend aucun argument, définit un échantillon et calcule le maximum de vraisemblance associé à cet échantillon.
- (22) Créer un vecteur contenant le résultat de 10000 simulations avec la fonction replicate et sim.EMV.
- 23 Estimer l'espérance et la variance de cet estimateur en calculant la moyenne empirique et la variance empirique de réalisations de cet estimateur.
- (24) Comparer l'estimation du biais avec le biais théorique dont on admet qu'il vaut

$$\frac{n}{n-1}\lambda - \lambda.$$



4 Information de Fisher

Nous allons à présent calculer une valeur approchée de l'information de Fisher pour le paramètre $\lambda=3$. Pour calculer l'information de Fisher, il faut pouvoir calculer la dérivée de la log-vraisemblance au point $\lambda=3$. Pour ce faire, nous allons faire appel à une fonction appartenant à une bibliothèque qui n'est pas installée par défaut. Pour installer une bibliothèque il suffit d'exécuter l'instruction

install.packages("ma-bibliothèque")

puis, pour charger la bibliothèque, on exécute

library(ma-bibliothèque)

(25) Installer puis charger la bibliothèque pracma.

Nous allons utiliser la fonction grad de la bibliothèque pracma. Elle calcule la dérivée d'une fonction en un point. Si on reprend l'exemple précédent avec la fonction g:

>grad(g, 0) [1] 6.283185

On trouve bien $g'(0) = 2\pi$.

(26) Créer une fonction sim. Fisher sans argument qui génère un échantillon x et calcule l'information de Fisher de cet échantillon pour $\lambda = 3$.

(27) Encore une fois, utiliser sim. Fisher et replicate pour simuler 1000 fois le calcul de l'information de Fisher d'un échantillon et donner une estimation de l'information de Fisher.

(28) Comparer la valeur théorique de l'information de Fisher donnée par,

$$I_n(\lambda) = \frac{n}{\lambda^2}.$$

- 29 Sachant que l'estimateur du maximum de vraisemblance est asymptotiquement normal, estimer sa variance à l'aide de l'information de Fisher. Comparer le résultat obtenu avec la variance empirique de l'estimateur.
- (30) Retrouver expérimentalement le fait que,

$$I_n(\lambda) = -\mathbb{E}\left[\frac{\partial^2 \log L}{\partial \lambda^2}(\lambda; X_1, \dots, X_n)\right].$$

On pourra d'abord définir la fonction grad2 prenant en argument une fonction f et un point x et qui calcule la dérivée seconde de la fonction f au point x.