TD4

Statistique Mathématique

2022/2023

Université de Sousse

Intitut des Hautre Etudes Commerciales de Sousse

Institut des Hautes Études

Commerciales de Sousse

Niveau: M1

Finance & Actuariat

Enseignant:

Mohamed Essaied Hamrita

mhamrita@gmail.com

https://github.com/Hamrita

Exercice 1

Soit $X_1, X_2, ..., X_n$ une séquence de variables aléatoires indépendantes issue d'une loi Bernoulli de paramètre θ

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{avec une probabilité } \theta \\ 0 & \text{avec une probabilité } 1 - \theta \end{cases}$$

Un échantillon aléatoire de taille n = 15 a donné : X = (1,0,0,0,1,1,0,0,0,1,0,0,1,0,1).

- 1) Déterminer, $\hat{\theta}$, l'estimateur de θ par la méthode du maximum de vraisemblance.
- 2) Préciser le score, $s(\theta|x_i)$, la hesienne, $H(\theta|x_i)$ et $I_n(\theta)$ la quantité d'information de Fisher. En déduire $\mathbb{E}(\widehat{\theta})$ et $\mathbb{V}(\widehat{\theta})$. Conclure.
- 3) Effectuer le test H_0 : $\theta = 0.6$ en appliquant :
 - a) le test du rapport de vraisemblance;
 - b) le test de Wald;
 - c) le test de multiplicateur de Lagrange
- 4) Calculer la puissance du test LR pour $\theta_1 = 0.1, 0.2, 0.3, 0.6, 0.8$ et représenter la courbe de la puissance du test en fonction de θ_1 . 5) Reprendre les questions précédentes sous le logiciel R.

Solution 1

1) La densité de probabilité de la loi de Bernoulli de paramètre θ est donnée par :

$$f(x_i, \theta) = \theta^{x_i} (1 - \theta)^{1 - x_i}, \ x_i = \{0, 1\}$$

D'où le logarithme de f est $\ln(f(x_i, \theta)) = x_i \ln(\theta) + (1 - x_i) \ln(1 - \theta)$, donc

$$\ell(\theta|x_i) = \sum \ln(f(x_i,\theta)) = \ln(\theta) \sum x_i + \ln(1-\theta) \sum (1-x_i) = \ln(\theta) \sum x_i + \ln(1-\theta) (n-\sum x_i).$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \theta} = 0 \Longleftrightarrow \frac{\sum x_i}{\theta} - \frac{n - \sum x_i}{1 - \theta} = 0 \Longleftrightarrow \widehat{\theta} = \overline{X} = 0.4.$$

2) Le score est $s(\theta|x_i) = \frac{\partial \ell}{\partial \theta} = \frac{\sum x_i}{\theta} - \frac{n - \sum x_i}{1 - \theta} = \frac{\sum (x_i - \theta)}{\theta(1 - \theta)}$ et la hessienne est donnée par :

$$H(\theta|x_i) = \frac{\partial^2 \ell}{\partial \theta^2} = -\frac{\sum x_i}{\theta^2} + \frac{n - \sum x_i}{(1 - \theta)^2}.$$

$$I_n(\theta) = -\mathbb{E}(H(\theta|x_i)) = \mathbb{V}(s(\theta|x_i)) = \frac{n}{\theta(1-\theta)}.$$

L'espérance mathématique de $\widehat{\theta}$ est : $\mathbb{E}(\widehat{\theta}) = \mathbb{E}(\overline{X}) = \theta$.

L'estimateur $\hat{\theta}$ est un estimateur sans biais.

La variance de $\widehat{\theta}$ est égale à $\mathbb{V}(\overline{X}) = \frac{\theta(1-\theta)}{n}$. On a $\lim_{n \leftarrow \infty} \mathbb{V}(\widehat{\theta}) = 0$, donc $\widehat{\theta}$ est convergent, de plus $\mathbb{V}(\widehat{\theta}) = I_n^{-1}(\theta)$ donc $\widehat{\theta}$ est un estimateur efficace.

3) a) Test LR : La statistique LR est :

$$LR = -2\left(\ell(\theta_0|x_i) - \ell(\widehat{\theta})\right) \sim \chi^2(1)$$

$$LR = -2 \left[(\ln(0.6) \times 6 + \ln(0.4) \times (15 - 6)) - (\ln(0.4) \times 6 + \ln(0.6) \times (15 - 6)) \right]$$
$$= 2.4327$$

 $LR < \chi^2_{0.95}(1)$, donc, au seuil $\alpha = 5\%$, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle.

b) Test de Wald : La statistique de Wald est :

$$W = g(\widehat{\theta})' \left(J(\theta) I^{-1}(\widehat{\theta}) J(\theta)' \right)^{-1} g(\widehat{\theta}); \qquad g(\theta) = \theta - 0.6$$

2

$$W = (-0.2) \left(1 \times \frac{0.4 \times 0.6}{15} \times 1 \right)^{-1} \times (-0.2) = 2.5.$$

c) Test LM:

$$LM = s'(\theta|x_i)I^{-1}(\theta|x_i)s'(\theta|x_i)$$

$$LM = \left(\frac{\sum (x_i - \theta_0)}{\theta_0 (1 - \theta_0)}\right)^2 \frac{\theta_0 (1 - \theta_0)}{n} = \left(\frac{6 - 15 \times 0.6}{0.6 \times 0.4}\right)^2 \frac{0.6 \times 0.4}{15} = 2.5.$$

4) On rappelle que la puissance d'un test est égale à la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle sachant que l'hypothèse alternative est vraie, i.e : $\pi(\theta) = Pr(D_1|H1) = Pr(W|\theta = \theta_1)$. Or, $W = \{\chi^2(1) < LR\}$, d'où

$$\pi(\beta) = \Pr(\chi^2(1) < LR) = 1 - \Pr(\chi^2(1) \ge LR), \quad LR = -2(\ell(\theta_1|xi) - \ell(\widehat{\theta}|x_i))$$

$ heta_1$	0.1	0.2	0.3	0.6	0.8
LR	9.337	3.139	0.677	2.432	11.457
$\pi(\theta)$	0.9977	0.9235	0.5895	0.8811	0.999

```
x=c(1,0,0,0,1,1,0,0,0,1,0,0,1)
logL=function(theta,x){
sum(x*log(theta)+(1-x)*log(1-theta))}
}
theta.hat=optim(fn=logL,par=0.1,control=list(fnscale=-1), hessian=TRUE, x=x)
```

La valeur de l'estimateur

```
theta.hat$par
[1] 0.4
```

La valeur de la vraisemblance en logarithme

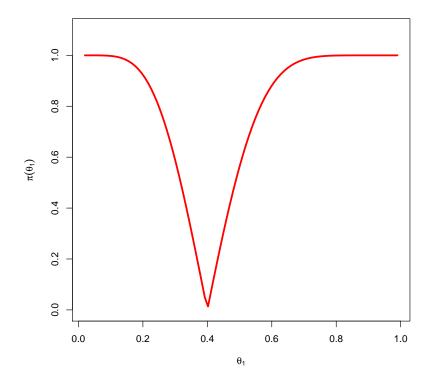
```
theta.hat$value
[1] -10.09518
```

La puissance du test

```
vs=Vectorize(logL,"theta")
t1=c(0.1,0.2,0.3,0.6,0.8); (lr=-2*(vs(t1,x)-logL(theta.hat$par,x))) #$
[1] 9.3371604 3.1394889 0.6774726 2.4327906 11.4572550
(pi_t=pchisq(lr,1))
[1] 0.9977545 0.9235822 0.5895416 0.8811788 0.9992878
```

Graphique de la puissance du test

```
tt=seq(0.02,0.99,len=100); lrt=-2*(vs(tt,x)-logL(theta.hat$par,x))
pit=pchisq(lrt,1)
plot(tt,pit,type="l", lwd=3, col=2,xlab=expression(theta[1]),
ylab=expression(pi(theta[1])), ylim=c(0,1.1))
```



LR test

```
110=logL(0.6,x); 111=logL(0.4,x)
(LR=-2*(110-111)); qchisq(0.95,1) # (quantile de chi-deux)
[1] 2.432791
[1] 3.841459
```

Wald test

```
g=function(x) x-0.6
vv=c(solve(-theta.hat$hessian)) #$
W=g(0.4)*vv^{-1}*g(0.4)
W
[1] 2.500024
```

LM test

```
ss=function(x,theta) sum(x-theta)/(theta*(1-theta))
LM=ss(x,0.6)^2*0.6*0.4/15
LM
[1] 2.5
```

Exercice 2

Soit le modèle linéaire suivant : $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$ où $\varepsilon \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, \sigma^2)$. Un échantillon aléatoire de taille n = 20 a donné les observations suivantes :

```
x 0 5 0 2 0 0 -2 0 -1 3 -1 2 1 -1 2 -1 3 1 4 2
y -2 13 -4 4 -4 -3 -6 -2 -5 7 -5 5 2 -7 4 -7 6 -1 12 5
```

On souhaite estimer $\boldsymbol{\theta} = (\beta, \sigma^2)$ par la méthode du maximum de vraisemblance.

1) Écrire la densité de la variable $y_i|x_i$. En déduire sa vraisemblance en logarithme.

- 2) Déterminer le vecteur score $s(\theta|y_i)$, la matrice hessienne $H(\theta|y_i)$ et la quantité d'information de Fisher $I_n(\theta|y_i)$.
- 3) Déterminer l'estimateur du vecteur ${\pmb{\theta}}$ par la méthode du maximum de vraisemblance. Étudier ses qualités.
- 4) Tester H_0 : $\beta = 3$ et $\sigma^2 = 9$ par le trigoly (LR, Wald et LM).
- 4) Reprendre les questions avec le logiciel R.

Solution 2

1) On a $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$, donc $\mathbb{E}(y_i) = \beta x_i$ et $\mathbb{V}(y_i) = \sigma^2$. Ainsi, la densité de la variable $y_i | x_i$ est donnée par :

$$f(y_i|x_i,\boldsymbol{\theta}) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(y_i - \beta x_i)^2\right)$$

$$\ln\left(f(y_i|xi,\boldsymbol{\theta})\right) = -\frac{1}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}(y_i - \beta x_i)^2$$

$$\ell(y_i|x_i,\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^n \ln\left(f(y_i|x_i,\boldsymbol{\theta})\right) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta x_i\right)^2$$

2) Le vecteur score est donné comme suit :

$$s(\boldsymbol{\theta}|y_i,x_i) = \left(\frac{\partial \ell}{\partial \beta}, \frac{\partial \ell}{\partial \sigma^2}\right)' = \left(\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left(x_i(y_i - \beta x_i)\right), -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta x_i\right)^2\right)'$$

et la matrice hessienne:

$$H(\boldsymbol{\theta}|y_{i},x_{i}) = \begin{pmatrix} -\frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} & -\frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} \left(x_{i}(y_{i} - \beta x_{i})\right) \\ -\frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} \left(x_{i}(y_{i} - \beta x_{i})\right) & \frac{n}{2\sigma^{4}} - \frac{1}{\sigma^{6}} \sum_{i=1}^{n} \left(y_{i} - \beta x_{i}\right)^{2} \end{pmatrix}$$

La quantité d'information de Fisher est définie par

$$I(\boldsymbol{\theta}|y_i, x_i) = -\mathbb{E}\left(H(\boldsymbol{\theta}|y_i, x_i)\right) = \mathbb{V}\left(s(\boldsymbol{\theta}|y_i, x_i)\right)$$

3) La condition nécessaire est traduite par $s(\theta|y_i,x_i) = (0,0)$.

$$s_1 = 0 \iff \widehat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2} = 2.647 \text{ et } s_2 = 0 \iff \widehat{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \widehat{\beta} x_i)^2}{n} = 6.120.$$

$$\mathbb{E}(\widehat{\beta}) = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i \mathbb{E}(y_i)}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} = \frac{\beta \sum_{i=1}^{n} x_i^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} = \beta, \text{ donc } \widehat{\beta} \text{ est sans biais.}$$

$$\mathbb{E}(\widehat{\sigma^2}) = \frac{\sum_{i=1}^n \mathbb{E}(y_i - \mathbb{E}(y_i))^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n \mathbb{V}(y_i)}{n} = \sigma^2, \text{ donc } \widehat{\sigma^2} \text{ est sans biais.}$$

$$I(\boldsymbol{\theta}|y_i, x_i) = -\mathbb{E}\left(H(\boldsymbol{\theta}|y_i, x_i)\right) = \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 & 0\\ 0 & \frac{n}{2\sigma^4} \end{pmatrix}$$

En effet;

$$\mathbb{E}\left(\frac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^n x_i^2\right) = \frac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^n x_i^2 \quad \text{et} \quad \mathbb{E}\left(\frac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^n \left(x_i(y_i - \beta x_i)\right)\right) = \frac{1}{\sigma^2}\sum_{i=1}^n \left(x_i\mathbb{E}(y_i - \beta x_i)\right) = 0$$

$$\mathbb{E}\left(-\frac{n}{2\sigma^4} + \frac{1}{\sigma^6} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \beta x_i)^2\right) = -\frac{n}{2\sigma^4} + \frac{1}{\sigma^6} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E}(y_i - \beta x_i)^2 = -\frac{n}{2\sigma^4} + \frac{n\sigma^2}{\sigma^6} = \frac{n}{2\sigma^4}$$

Donc la variance du vecteur $\widehat{\theta}$ est :

$$\mathbb{V}(\widehat{\theta}) = I^{-1}(\widehat{\theta}) = \begin{pmatrix} \frac{\widehat{\sigma}^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2} & 0\\ 0 & \frac{2\widehat{\sigma}^4}{n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.0720 & 0\\ 0 & 3.749 \end{pmatrix}$$

```
x=c(0,5,0,2,0,0,-2,0,-1,3,-1,2,1,-1,2,-1,3,1,4,2)
y=c(-2,13,-4,4,-4,-3,-6,-2,-5,7,-5,5,2,-7,4,-7,6,-1,12,5)
vs=function(theta,x,y){ n=length(y)
-n/2*log(2*pi*theta[2])-1/(2*theta[2])*sum((y-theta[1]*x)^2)
}
theta=optim(fn=vs, par=c(0,1),control=list(fnscale=-1),x=x,y=y,hessian=T)
theta$par # estimateurs
[1] 2.647277 6.123271
theta$value # vraisemblance
[1] -46.49535
round(theta$hessian,3) # hessienne
        [,1]
             [,2]
[1,] -13.881 0.000
[2,] 0.000 -0.266
round(solve(-theta$hessian),3) # la matrice des variances
      [,1] [,2]
[1,] 0.072 0.000
[2,] 0.000 3.753
```

Test LR

```
111=theta$value ; 110=vs(c(3,9),x,y); LR=-2*(110-111); LR
[1] 2.489103
qchisq(0.95,2)
[1] 5.991465
```

Test de Wald $g(\theta) = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \widehat{\beta} \\ \widehat{\sigma^2} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 3 \\ 9 \end{pmatrix} \text{ et le jacobien est égale à 1.}$

Exercice 3

Soit le processus auto-régressif d'ordre 1 défini par :

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, \sigma^2)$$

On désire estimer le vecteur $\theta = (\phi, \sigma^2)$ par la méthode du maximum de vraisemblance. Un échantillon de taille n = 20 a donné :

1) Déterminer la densité de la variable aléatoire $Y_t|Y_{t-1}$. En déduire la vraisemblance associée.

- 2) Déterminer le vecteur score, $s(\boldsymbol{\theta}|Y_{t-1})$, la matrice hessienne, $H(\boldsymbol{\theta}|Y_{t-1})$ et la quantité d'information de Fisher, $I_n(\boldsymbol{\theta})$.
- 3) Déterminer l'estimateur de θ par la méthode du maximum de vraisemblance. Étudier les qualités de l'estimateur (biais, convergence et efficacité).
- 4) Calculer la valeur des critères d'information AIC et BIC. On rappelle :

$$AIC = 2k - 2\log(\ell(\boldsymbol{\theta}));$$
 $BIC = k\ln(n) - 2\log(\ell(\boldsymbol{\theta}))$

avec k est le nombre de paramètres estimés et n est nombre d'observations utilisé dans l'estimation.

5) En utilisant les tests LR, Wald et LM, tester, au seuil $\alpha = 5\%$, $H_0: \phi = -0.5$ et $\sigma^2 = 1$.

Solution 3

1) Soit $Y_i = (Y_2, Y_3, ..., Y_n)$ et $X_i = (Y_1, Y_2, ..., Y_{n-1})$, d'où $Y_i = \phi X_i + \varepsilon_i$ pour i = 1, 2, ..., n-1. D'après l'exercice précédent, on a :

$$f(y_i|x_i) = (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(y_i - \phi x_i)^2\right)$$

La vraisemblance est donnée par :

$$Log L = \ell(y_i | x_i, \boldsymbol{\theta}) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum (y_i - \phi x_i)^2$$

```
Y=c(1.07,0.53,-0.17,-0.1,-1.67,1.07,-1.59,-0.06,-0.06,2.15,-0.74,0.95,-0.96,-0.74,
0.71,0.10,-1.71,0.02,0.63,0.57)
y=Y[-1]; x=Y[-20]
ll=function(theta,x,y){n=length(y)
-n/2*log(2*pi*theta[2])-1/(2*theta[2])*sum((y-theta[1]*x)^2)
}
```

```
estim=optim(fn=ll, par=c(0,0.1), control=list(fnscale=-1), x=x, y=y,hessian=T)
estim$par #$ l'estimateur
[1] -0.2923829 0.8866790
estim$value #$ valeur de log-vraisemblance
[1] -25.81531
(H=round(estim$hessian,3)) #$ la hessienne
       [,1] [,2]
[1,] -21.779 -0.007
[2,] -0.007 -12.079
round(solve(-H),3) # la matrice des variances du theta
      [,1] [,2]
[1,] 0.046 0.000
[2,] 0.000 0.083
(aic=2*2-2*estim$value) #$ AIC (k=2: nbre de paramètres estimés)
[1] 55.63063
n=length(y) # nbre d'observations
(bic=2*log(n)-2*estim$value) #$ BIC
[1] 57.5195
```

5) Tests:

```
# LR test

110=11(c(-0.5,1),x,y); 111=estim$value #$

(LR=-2*(110-111)); qchisq(0.95,2)

[1] 0.9672126

[1] 5.991465
```