UE Probabilité et Statistique - Mathématiques Devoir Maison n°8

Vincent Escoffier, Adrien Jallais, Théo Martel, Louis Muzellec.

04 mai 2022

Contents

Préparation de l'environnement	1
Exercice 1	2
Contexte	2
Description des données	2
Calcul d'un interval de confiance IC unilatéral de niveau 95% pour λ	3
Peut-on accepter l'hypothèse que $\lambda=1$? 	3
Exercice 2	4
Description du modèle de données	4
Exercice 3	5
Contexte	5
Description des données	5
Préparation de l'environnement	
<pre>library(readr) library(dplyr) library(ggplot2) library(DescTools)</pre>	

Exercice 1

Contexte

Soit X, la variable aléatoire représentant le nombre d'accidents par assuré. Les mesures de l'échantillon sont entières. Il est admis que l'occurence des sinistres X suit une loi de Poisson pour laquelle on recherche le paramètre inconnu λ .

Description des données

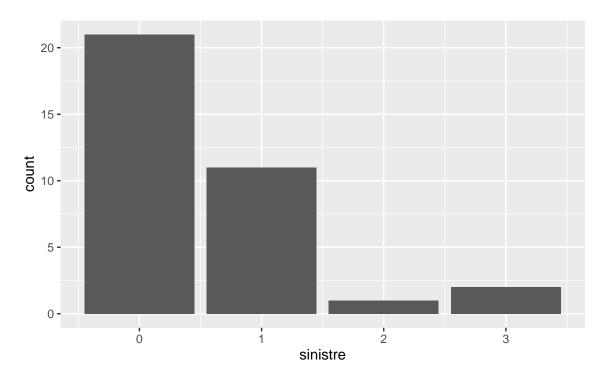
On importe les données avec la commande suivante :

```
d1 <- read_delim("../data/donnees.exo1.csv", delim = ";", escape_double = FALSE,
    trim_ws = TRUE, show_col_types = FALSE)</pre>
```

L'effectif de l'échantillon est de 35. Celui-ci peut donc être considéré de grande taille.

Les indicateurs et le graphe suivant résument la dispersion de nos données :

```
## Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
## 0.0000 0.0000 0.0000 0.5429 1.0000 3.0000
```



On a également X:

- X2 : La valeur critique du khi-carré
- N: Le nombre d'événements observés
- α : Le niveau de signification

A partir de $\overline{X} = 35$, on a $n\overline{X_n} = 19$.

Le modèle de nos données est le suivant : ???.

Calcul d'un interval de confiance IC unilatéral de niveau 95% pour λ

Comme ???, on peut approximer la loi de Poisson par une loi Normale centrée réduite N(0,1) par :

$$\frac{\sqrt{n}(Xn-\lambda)}{\sqrt{Xn}} \to N(0,1)$$

Avec cette approximation, on peut en déduire un intervalle de confiance (IC) asymptotique (car n=35 < 100).

IC_g asymptotique gauche

On obtient un IC tel que :

$$\begin{split} IC_{\underline{X_n}}^{1-\alpha asymp}(\lambda) &= \left[\overline{X_n} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\frac{\overline{X_n}}{n}} < \lambda\right] : (1) \\ (1) &\Leftrightarrow IC_{\underline{X_n}}^{0,95asymp}(\lambda) = \left[0,543 - Z_{1-\frac{0.05}{2}} \times \sqrt{\frac{0,543}{35}} < \lambda\right] \\ (1) &\Leftrightarrow IC_{\underline{X_n}}^{0,95asymp}(\lambda) = \left[0,543 - 1,96 \times \sqrt{\frac{0,543}{35}} < \lambda\right] \\ (1) &\Leftrightarrow IC_{X_n}^{0,95asymp}(\lambda) = \left[0,298 < \lambda\right] \end{split}$$

IC_d asymptotique droit

On obtient un tel que:

$$\begin{split} IC_{\underline{X_n}}^{1+\alpha asymp}(\lambda) &= \left[\overline{X_n} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{\frac{\overline{X_n}}{n}} > \lambda\right] : (2) \\ (2) &\Leftrightarrow IC_{\underline{X_n}}^{0,95asymp}(\lambda) = \left[0,543 + Z_{1-\frac{0.05}{2}} \times \sqrt{\frac{0,543}{35}} > \lambda\right] \\ (2) &\Leftrightarrow IC_{\underline{X_n}}^{0,95asymp}(\lambda) = \left[0,543 + 1,96 \times \sqrt{\frac{0,543}{35}} > \lambda\right] \\ (2) &\Leftrightarrow IC_{X_n}^{0,95asymp}(\lambda) = \left[0,787 > \lambda\right] \end{split}$$

Peut-on accepter l'hypothèse que $\lambda = 1$?

On pose $H_0: \lambda=1$ et \$ H_1: 1\$. On ne peut accepter H_0 , car $\lambda \notin IC_g$ et $\lambda \notin IC_d$, autrement dit $\lambda \notin [0.298; 0.787]$

On peut vérifer cette négation, avec l'estimateur $W^{-\alpha}_{X_n}(\lambda)$ de la manière suivante :

$$\begin{split} W^{\alpha}_{\underline{X_n}}(\lambda) &= \left[\frac{\underline{X_n}}{\overline{X_n}} < a_{\alpha} \right] \text{ ou } W^{\alpha}_{\underline{X_n}}(\lambda) = \left[\overline{X_n} > b_{\alpha} \right] \\ P_{\lambda=1}(W^{-\alpha}_{X_n}(\lambda)) &\leq \alpha \text{ et } P_{\lambda\neq 1}(W^{\alpha}_{X_n}(\lambda)) \geq \alpha \end{split}$$

Exercice 2

Description du modèle de données

Exercice 3

Contexte

Nous introduisons les variables x, A, S, E, Y, θ , et Z comme suit : Une expérience chimique consiste à ajouter une dose x d'un agent A dans une solution S. Après réaction, on mesure la quantité d'une espèce E. Pour x donné, on suppose qu'il est pertinent de représenter cette mesure par une variable aléatoire $Y = \theta x^2 + aZ$, A connu, A un paramètre réel inconnu et A une variable aléatoire normale centrée réduite.

Description des données

On importe les données avec les commandes suivantes :

L'effectif des données est de 10.

La table suivante résume la dispersion de nos données :

```
##
          Х
                            : 0.400
##
   Min.
           :0.500
                    Min.
   1st Qu.:1.625
                    1st Qu.: 2.345
   Median :2.750
                    Median : 6.260
   Mean
           :2.750
                    Mean
                            : 7.620
    3rd Qu.:3.875
                    3rd Qu.:11.852
           :5.000
                            :19.900
  Max.
                    Max.
```