

STT 1000 - STATISTIQVES

ARTHUR CHARPENTIER







Loi Gamma (shape/scale - scale/rate)

• écriture shape/scale

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(k)\theta^k} x^{k-1} e^{-\frac{x}{\theta}} \text{ pour } x \ge 0,$$

avec k > 0 (shape) et $\theta > 0$ (scale).

$$\mathbb{E}[X] = k\theta \text{ et } Var[X] = k\theta^2$$

écriture shape/rate

$$f(x) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\beta x} \text{ pour } x \ge 0,$$

avec $\alpha > 0$ (shape) et $\beta > 0$ (rate).

$$\mathbb{E}[X] = \frac{\alpha}{\beta}$$
 et $Var[X] = \frac{\alpha}{\beta^2}$





La log-vraisemblance s'écrit

$$\log L(k,\theta) = (k-1)\sum_{i=1}^{N} \ln(x_i) - \sum_{i=1}^{N} \frac{x_i}{\theta} - Nk \ln(\theta) - N \ln(\Gamma(k))$$

k fixé

$$\hat{\theta} = \frac{1}{kN} \sum_{i=1}^{N} x_i$$



Il existe des estimateurs

$$\hat{k} = \frac{N \sum_{i=1}^{N} x_i}{N \sum_{i=1}^{N} x_i \ln(x_i) - \sum_{i=1}^{N} \ln(x_i) \sum_{i=1}^{N} x_i}$$

et

$$\hat{\theta} = \frac{1}{N^2} \left(N \sum_{i=1}^{N} x_i \ln(x_i) - \sum_{i=1}^{N} \ln(x_i) \sum_{i=1}^{N} x_i \right)$$





Loi Gamma vs Loi Exponentielle

$$\mu(t) = \mathbb{E}[X - t|X > t] = \frac{1}{\overline{F}(t)} \int_{t}^{\infty} \overline{F}(x) dx$$

donc

$$\mu(t) = \frac{\alpha}{\beta} \frac{\overline{F}_{\alpha+1,\beta}(x)}{\overline{F}_{\alpha,\beta}(x)} - x \sim \frac{1}{\beta}$$

pour x grand COMPLETER https://freakonometrics.hypotheses.org/tag/imrl





Soit x_1, \dots, x_n un échantillon i.i.d. tiré suivant une loi $\mathcal{G}(2, \theta)$, avec $\theta > 0$ inconnu. Soit $\widehat{\theta} = 2\overline{x}^{-1}$

$$\widehat{\theta}$$
 n'est pas un estimateur sans biais de θ : $\mathbb{E}\left[\widehat{\theta}\right] = \frac{2n}{2n-1}\theta \neq \theta$

En effet,

$$S_n = X_1 + X_2 + \cdots + X_n \sim \mathcal{G}(2n, \theta)$$

de densité $g(s) = \frac{\theta^{2n}}{(2n-1!)} s^{2n-1} \exp[-\theta s]$ sur \mathbb{R}_+ . Alors

$$\mathbb{E}\left[\frac{2n}{S}\right] = 2n \int_0^\infty \frac{\theta^{2n}}{(2n-1)!} \frac{s^{2n-1}}{s} \exp[-\theta s] ds$$

$$\mathbb{E}\left[\frac{2n}{S}\right] = \frac{2n\theta}{2n-1} \int_0^\infty \frac{\theta^{2n-1}}{(2n-2)!} s^{2n-2} \exp[-\theta s] ds = \frac{2n\theta}{2n-1}$$



$$\widehat{\theta}$$
 est un estimateur asymp. Gaussien : $\sqrt{n}\left(\widehat{\theta}-\theta\right) \overset{\mathcal{L}}{ o} \mathcal{N}\left(0,\frac{\theta^2}{2}\right)$

Si $X \sim \mathcal{G}(2, \theta)$, alors $\mathbb{E}[X] = 2\theta^{-1}$ et $\text{Var}[X] = 2\theta^{-2}$, donc par le théorème central limite,

$$\sqrt{n}\left(\overline{X}- au
ight)\stackrel{\mathcal{L}}{
ightarrow}\mathcal{N}(0, au^2/2)$$
 où $au=2 heta^{-2}$

Posons g(x) = 2/x, alors d'après la Δ -methode,

$$\sqrt{n}\left(\widehat{\theta}-\theta\right)=\sqrt{n}\left(g(\overline{X})-g(\tau)\right)\overset{\mathcal{L}}{\rightarrow}\mathcal{N}\left(0,\left[g'(\tau)\right]^2\tau^2/2\right)$$



Loi Gamma: maximum de vraisemblance

$$\log \mathcal{L}(\alpha, \beta) = n\alpha \log(\beta) - n \log[\Gamma(\alpha)] + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^{n} \log(x_i) - \beta \sum_{i=1}^{n} x_i$$

$$\nabla \log \mathcal{L}(\alpha, \beta) = \begin{pmatrix} n \log(\beta) - n[\log \Gamma(\alpha)]' + \sum_{i=1}^{n} \log(x_i) \\ \frac{n\alpha}{\beta} - \sum_{i=1}^{n} x_i \end{pmatrix}$$

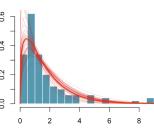
$$H \log \mathcal{L}(\alpha, \beta) = \frac{1}{n(1 - \alpha[\log \Gamma(\alpha)]'')} \begin{pmatrix} \alpha & \beta \\ \beta & \beta^2[\log(\Gamma(\alpha))]'' \end{pmatrix}$$



Loi Gamma: vraisemblance profilée

Une loi Gamma est a un paramètre vectoriel, $\theta = (\alpha, \beta)$

```
1 > set.seed(123)
  > x = exp(rnorm(100))
  > library(MASS)
  > (F = fitdistr(x, "gamma"))
        shape
   1.3562877 0.8207035
    (0.1732663) (0.1263275)
  > log_lik = function(theta){
10
  + a = theta[1]
11 + b = theta[2]
  + logL = sum(log(dgamma(x,a,b)))
  + return(-logL)
15 > optim(c(1,1),log_lik)
16 $par
   [1] 1.3558113 0.8206505
```



$$\widehat{oldsymbol{ heta}} = (\widehat{lpha}, \widehat{eta}) = \operatorname*{argmax}_{oldsymbol{ heta} \in \mathbb{R}^2_+} \Big\{ \log \mathcal{L}(oldsymbol{ heta}) \Big\}$$

est l'estimateur du maximum de vraisemblance

Loi Gamma: vraisemblance profilée

On peut aussi considérer

$$\widehat{\alpha} = \operatorname*{argmax}_{\alpha \in \mathbb{R}_+} \Big\{ \underbrace{\max_{\beta \in \mathbb{R}_+} \Big\{ \log \mathcal{L}(\alpha, \beta) \Big\}}_{\text{fonction de } \alpha} \Big\}$$

 $\alpha \mapsto \max_{\beta \in \mathbb{R}_+} \Big\{ \log \mathcal{L}(\alpha, \beta) \Big\}$ est appelée vraisemblance profilée

```
prof_log_lik = function(a){
         (optim(1, function(z) -sum(log(dgamma(x,a,z)))
      ))$par
                                                             -160
    return(-sum(log(dgamma(x,a,b))))
> optim(1.prof log lik)
                                                             170
$par
    1.356445
                                                                 0.5
                                                                       1.0
                                                                             1.5
                                                                                  2.0
                                                                                        2.5
                                                                                              3.0
```



Loi du Chi-Deux

$$f_{\nu}(x) = \frac{1}{2^{\nu/2}\Gamma(\nu/2)} e^{-y^2/2} y^{\nu-1} \text{ pour } x > 0.$$

$$\mathbb{E}[X] = \nu, \ \mathbb{E}[X^2] = \nu(\nu + 2) \text{ et } \mathsf{Var}[X] = 2\nu.$$



