

La loi *a priori*  $\pi$  a pour densité  $\pi(\theta) = \frac{1}{\theta^2} \mathbb{1}_{]1, +\infty[}(\theta)$ .  
C'est la loi d'une variable aléatoire  $T$  dont les réalisations sont les valeurs de  $\theta$ . La vraisemblance de l'échantillon est

$$L(x|\theta) = \frac{1}{\theta^n} \mathbb{1}_{[0, \theta]^n}(x) \quad (1)$$

où  $x = (x_1, \dots, x_n)$  est une observation de l'échantillon.  
La densité de la loi jointe  $(X, T)$  peut alors s'écrire

$$f_{(X,T)}(x, \theta) = L(x|\theta)\pi(\theta) \quad (2)$$

$$= \frac{1}{\theta^{n+2}} \mathbb{1}_{[0, \theta]^n}(x) \mathbb{1}_{]1, +\infty[}(\theta) \quad (3)$$

D'après le théorème de Bayes, la loi marginale de  $X$  a pour densité

$$f_X(x) = \int_1^{+\infty} \frac{1}{\theta^{n+2}} \mathbb{1}_{[0, \theta]^n}(x) d\theta \quad (4)$$

l'indicatrice sous l'intégrale vaut 1 si tous les  $x_i$  sont compris entre 0 et  $\theta$  et sinon elle vaut 0. Autrement dit, elle vaut 1 si, et seulement si,

$$0 \leq x_{(1)} \leq x_{(n)} \leq \theta \quad (5)$$

On va donc intégrer soit entre 1 et l'infini si 1 est plus grand que  $\theta$ , soit entre  $\theta$  et l'infini. Notons  $\sigma = \max(1, \theta)$ . On a alors

$$f_X(x) = \int_{\sigma}^{+\infty} \frac{d\theta}{\theta^{n+2}} = \frac{1}{n+1} \frac{1}{\sigma^{n+1}} \quad (6)$$

On en déduit, d'après la formule de Bayes, la vraisemblance *a posteriori* de  $\theta$  sachant l'observation  $x$  (en notant  $T$  la variable aléatoire dont une réalisation est  $\theta$ ) :

$$L(T = \theta|X = x) = \frac{n+1}{\theta^{n+2}} \sigma^{n+1} \mathbb{1}_{]1, +\infty[}(\theta) \mathbb{1}_{[0, \theta]^n}(x) \quad (7)$$

L'estimateur bayésien de la moyenne est alors l'espérance de cette loi *a posteriori* et vaut

$$\mathbb{E}[T|X = x] = (n+1)\sigma^{n+1} \int_{\sigma}^{+\infty} \frac{d\theta}{\theta^{n+1}} = \frac{n+1}{n} \sigma \mathbb{1}_{[x_{(1)} \geq 0]} \quad (8)$$

On en déduit que

$$\mathbb{E}[T|X] = \frac{n+1}{n} \max(1, X_{(n)}) \quad (9)$$