

# UNIVERSITÉ DE BRETAGNE-SUD

## Statistique Bayésienne

### Travaux dirigés 5

**Exercice 1** – On considère la loi de Dirichlet de paramètres  $(\alpha_1, \alpha_2; \alpha_3)$ .

1. Vérifier que la somme de la densité sur le simplexe est 1.
2. Calculer les lois marginales de  $X_1$  et  $X_2$ .

**Exercice 2** – Montrer le résultat suivant :

Soient  $X_1, X_2, \dots, X_k$ ,  $k + 1$  variables aléatoires indépendantes de loi Gamma de paramètres respectifs  $(\alpha_i, 1)$ ,  $i = 1, \dots, k + 1$ . On considère les variable :

$$Y_i = \frac{X_i}{X_1 + \dots + X_{k+1}}, \quad i = 1, \dots, k.$$

Alors  $(Y_1, \dots, Y_k)$  suit une loi de Dirichlet de paramètre  $(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k; \alpha_{k+1})$ .

**Exercice 3** – Soient  $Y_1, \dots, Y_n$ ,  $n$  variables aléatoires indépendantes de loi bêta de paramètres respectifs  $(\alpha_i, \beta_i)$ ,  $i = 1, \dots, n$ . On considère les v.a. :

$$X_i = Y_i \prod_{j=1}^{i-1} (1 - Y_j).$$

Montrer que  $(X_1, \dots, X_n)$  suit une loi de Dirichlet généralisée de paramètres  $((\alpha_1, \xi_1), \dots, (\alpha_n, \xi_n))$  où  $\xi_i = \beta_i - \alpha_i - \beta_i + 1$  pour  $i = 1, \dots, n - 1$  et  $\xi_n = \beta_n + 1$ .

**Exercice 4** – Dans de nombreuses études statistiques, l'observation se résume à un effectif enregistré dans un intervalle donnée. On parle de *données groupées*. On dispose alors d'un échantillon  $(k_1, \dots, k_{n+1})$  où  $k_i$  est le nombre de valeurs de la v.a.  $X$  dans l'intervalle  $[t_{i-1}, t_i)$ .  $t_0 = 0$  et  $t_{n+1} = +\infty$ . On note  $n = \sum_{i=1}^{n+1} k_i$ .

On considère  $f = (f_1, \dots, f_{n+1})$  une discrétisation de la densité de la loi de probabilité de  $X$ . C'est le paramètre que l'on souhaite étudier.

1. Ecrire la vraisemblance
2. On veut faire une estimation bayésienne de  $f$ . Proposer une loi a priori.
3. Calculer la loi a posteriori et donner un estimateur de  $f$ .
4. En déduire un estimateur de  $F$ .

**Exercice 5** – Soit un échantillon  $(X_1, \dots, X_n)$  de durées i.i.d. de loi  $f(x)$  définie par :

$$f(x) = f_i \text{ pour } x \in [t_{i-1}, t_i[, \quad i = 1, \dots, m \text{ avec } t_0 = 0 \text{ et } t_m = +\infty.$$

Soit la fonction  $\lambda(x)$  définie par :

$$\lambda(x) = \lim_{dx \rightarrow 0} \frac{P(X \leq x + dx | X > x)}{dx}$$

On note, pour  $x \in [t_i - 1, t_i[, \lambda(x) = \lambda_i$  et  $R(t_i) = P(X > t_i) = R_i, i = 1, \dots, m$ . On note  $(k_1, \dots, k_m)$  le vecteur du nombre d'observations dans chaque intervalle i.e.  $k_i$  est le nombre de durées dans l'intervalle  $[t_i - 1, t_i[. \sum_{i=1}^m k_i = n$ .

1. Montrer que  $\lambda(x) = f(x)/(1 - F(x))$  où  $F(x)$  est la fonction de répartition de  $X$  i.e.  $\int_0^x f(t)dt$ .
2. En considérant l'observation d'un vecteur de pannes, donner l'expression de la fonction de vraisemblance pour les paramètres  $(f_1, \dots, f_m)$ .
3. Donner cette expression pour les paramètres  $(\lambda_1, \dots, \lambda_m)$ .
4. En considérant une loi conjuguée pour le modèle obtenu précédemment, proposer un estimateur de Bayes du taux de survie. Commenter.
5. Construire une loi non informative (On pourra appliquer la règle de Jeffreys) et donner alors une estimation bayésienne du vecteur  $\lambda$ .

On souhaite maintenant introduire dans l'analyse l'idée a priori que le taux de survie est croissant. On pose  $u_i = 1 - \lambda_i$ . n.b.  $u_i = P(X > t_i | X > t_{i-1})$ . On se donne une loi a priori de type Dirichlet sur le vecteur  $((y_1, \dots, y_k)$  où  $y_i = u_{i-1} - u_i, u_0 = 1$  et  $y_{m+1} = 1 - \sum_{j=1}^m y_j = u_m$ . Les paramètres  $(\beta\alpha_1, \dots, \beta\alpha_m)$  de cette loi sont tels que  $\beta > 0, \alpha_i > 0$  pour tout  $i$  et  $\sum_{j=1}^{m+1} \alpha_j = 1$ .

1. Montrer que l'espérance mathématique des v.a.  $u_i$  est  $\sum_{j=i+1}^{m+1} \alpha_j$ .

2. En utilisant la formule du binôme de Newton, montrer qu'une estimation Bayésienne des  $\lambda_i$  pour la loi a priori définie ci-dessus et sous l'hypothèse d'un coût quadratique a la forme suivante :

$$\tilde{\lambda}_i = \frac{C_{i,1}}{C_0}, \quad i = 1, \dots, m$$

où  $C_{i,1}$  est égal à  $C_0$  où  $k_i$  est devenu  $k_i + 1$ ,  $C_0$  étant :

$$C_0 = \sum_{l_m=0}^{k_m} \cdots \sum_{l_1=0}^{k_1} \frac{k_i}{l_i} (-1)^{l_i} B(\beta\alpha_i, \xi_i)$$

où B est le coefficient bêta.