

Statistique bayésienne

Feuille 3: Metropolis-Hastings.

Robin Ryder

Automne 2019

Reprenons les données `shuttle.txt` sur la navette Challenger : nous cherchons à expliquer la défaillance du joint torique (variable binaire Y_i) par la température T_i (en degrés Fahrenheit).

Nous allons utiliser un modèle probit :

$$Y_i \sim \text{Bernoulli}(p_i) \quad p_i = \Phi(\beta_0 + \beta_1 T_i)$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

1. Calculer l'estimateur du maximum de vraisemblance pour β_0 et β_1 . On note $\hat{\Sigma}$ la variance asymptotique de cet estimateur
2. Proposer une loi a priori pour les paramètres $\beta = (\beta_0, \beta_1)$.
3. Écrire la forme de la loi a posteriori. Est-elle aisée à manipuler ?
4. Écrire un algorithme de Metropolis-Hastings pour simuler selon la loi a posteriori

- Initialisation : $\beta^{(0)} = \hat{\beta}$
- Itération k :
 - Simuler $\beta' \sim \mathcal{N}_2(\beta^{(k-1)}, \tau^2 \hat{\Sigma})$
 - Calculer la probabilité d'acceptation

$$\alpha(\beta^{(k-1)}, \beta') = \min \left(1, \frac{\pi(\beta' | \mathbf{y})}{\pi(\beta^{(k-1)} | \mathbf{y})} \right)$$

- Simuler $U \sim U(0, 1)$.
 - * Si $U < \alpha(\beta^{(k-1)}, \beta')$, alors $\beta^{(k)} = \beta'$.
 - * Sinon, $\beta^{(k)} = \beta^{(k-1)}$.

5. Essayer plusieurs valeurs de τ , par exemple (0.1, 1, 10). Pour chacune de ces valeurs, calculer l'autocorrélation de la chaîne à l'aide de la fonction `acf()`.
6. Calculer la taille d'échantillon effective dans chaque cas.
7. Donner une estimation par Monte-Carlo de l'espérance et de la variance a posteriori de β .
8. Quelle est l'influence de la valeur initiale $\beta^{(0)}$?
9. Comparer le résultat obtenu à l'estimateur par maximum de vraisemblance.

10. Faire une prédiction ponctuelle pour la valeur $T = 31^\circ F$. Donner un intervalle de prédiction.
11. (*Optionnel, à faire après avoir vu l'algorithme de Gibbs*) Formulation alternative.
On peut reformuler ce modèle avec des variables latentes :

$$Y_i = \mathbb{I}_{Z_i > 0} \quad Z_i \sim \mathcal{N}(\beta_0 + \beta_1 T_i, 1)$$

On se place dans le cadre d'une loi a priori impropre $\pi(\beta) \propto 1$.

- a) Vérifier qu'on retrouve bien le modèle initial.
- b) Montrer que la loi conditionnelle $(Z_i | Y_i, \beta)$ est une normale tronquée dont on précisera les paramètres.
- c) Écrire une fonction simulant des réalisations de la loi normale tronquée.
- d) Vérifier que la loi conditionnelle de $(\beta | \mathbf{y}, \mathbf{z})$ est $\mathcal{N}_2((X^T X)^{-1} X \mathbf{z}, (X^T X)^{-1})$.
- e) En déduire un échantillonneur de Gibbs pour simuler selon la loi a posteriori.
- f) Comparer l'efficacité de cet algorithme à celle de l'algorithme de Metropolis-Hastings.