

Audier de l'exercice 1

* Trajectoire moyenne: $d(t) = \bar{p}_0 + \bar{v}_0(t - t_0)$

avec $t_0 \sim \mathcal{U}(\bar{t}_0, \sigma_{t_0})$ et $\bar{v}_0 \sim \mathcal{U}(\bar{v}_0, \sigma_{v_0})$

et où on suppose que \bar{p}_0 , σ_{t_0} et σ_{v_0} sont fixes.

* Trajectoire individu i: $d_i(t) = d_i(t - t_0 - \tau_i) + t_0$

d_i = paramètre d'accélération de l'individu i plus d

τ_i = décalage temporel.

Idée: On observe un processus dont l'évolution moyenne (théorique) serait d.

On note " t_0 " le début du processus moyen (qui-ci évolue à vitesse 1).

mais avec d_i, τ_i , pour l'individu i accélération en d_i et initialisation au temps $t_0 + \tau_i$.

* Observations: Pour l'individu i, on se donne n_i observations,

i.e. les vecteurs $(t_{ij})_{1 \leq j \leq n_i}$ temps d'observation

$(x_{ij})_{1 \leq j \leq n_i}$ données observées

et on suppose que $x_{ij} = d_i(t_{ij}) + \varepsilon_{ij}$ avec $\varepsilon_{ij} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

* Variables cachées: $\zeta_{pop} = (t_0, v_0)$ effets fixes, commun à l'ensemble de la population

et $\zeta_i = (\xi_i, \tau_i)$ avec $\xi_i = e^{\beta_i}$ effets aléatoires, modélisant la variabilité inter-individus

Réponse: Pourquoi poser $\xi_i = e^{\beta_i}$ et ne pas travailler directement avec ξ_i ? (plus)

(i) On est assuré de la positivité de ξ_i sans la contraindre

(ii) On a envie qu'en moyenne l'accélération individuelle

vale 1 (sinon c'est quel genre individu statistiquement

moyen est mal choisi). Plus simple d'imposer

$\xi_i \sim \mathcal{N}(0, *)$ que $\xi_i \sim \mathcal{N}(1, *)$ et équivalent.

On suppose donc $\xi_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\xi^2)$ et $\tau_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\tau^2)$ pour tout individu

i.e. que l'accélération et le décalage temporel sont en moyenne nuls

* Paramètres (que l'on cherche à estimer) $\left\{ \begin{array}{l} \theta_{pop} = (\bar{t}_0, \bar{v}_0) \\ \theta_i = (\sigma_\xi, \sigma_\tau, \sigma) \end{array} \right.$

$$\theta = (\theta_{pop}, \theta_i)$$

* Cadre bayésien : $\Theta = (\bar{E}_0, \bar{V}_0, \sigma_E^2, \sigma_V^2, \sigma)$

On impose les a priori suivants : \mathcal{U} sur les moyennes et W^{-1} sur les variances

$$\text{i.e. } \begin{cases} \bar{E}_0 \sim \mathcal{U}(\bar{E}_0, \Delta_{\bar{E}_0}) & ; \bar{V}_0 \sim \mathcal{U}(\bar{V}_0, \Delta_{\bar{V}_0}) \\ \sigma_E \sim W^{-1}(v_E, m_E) & ; \sigma_V \sim W^{-1}(v_V, m_V) & , \sigma \sim W^{-1}(v, m) \end{cases}$$

où $W^{-1}(v, m)$ est la distribution de densité (pliée la matrice de Wishart)

$$\forall \sigma \in \mathbb{R}, \sigma_{W^{-1}(v, m)} = \left(\frac{v}{\sigma^2} \exp \left(-\frac{v}{2\sigma^2} \right) \right)^m \quad [\text{Wishart - Inverse}]$$

II La log-vraisemblance du modèle

$$\begin{aligned} 1. \quad q(u, z_i, \theta) &= q(u | z_i, \theta) q(z_{\text{pop}} | \theta) q(z_i | z_{\text{pop}} | \theta) q_{\text{prior}}(\theta) \\ &\stackrel{(i)}{=} \left[\prod_{i=1}^N q(u | z_i, z_{\text{pop}}, z_i, \theta) q(z_i | \theta) \right] q(z_{\text{pop}} | \theta) q_{\text{prior}}(\theta) \\ &\stackrel{(ii)}{=} \left[\prod_{i=1}^N \left(\prod_{j=1}^{n_i} q(u_{ij} | z_{\text{pop}}, z_i, \theta) q(z_i | \theta) \right) \right] q(z_{\text{pop}} | \theta) q_{\text{prior}}(\theta) \end{aligned}$$

(i) Indépendance des individus les uns aux autres OK.

(ii) Indépendance des moyennes de l'individu i les uns aux autres
 \rightarrow hypothèse simplificatrice ; faux en toute rigueur

$$\log q(u, z_i, \theta) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{n_i} \log q(u_{ij} | z_{\text{pop}}, z_i, \theta) + \sum_{i=1}^N \log q(z_i | \theta) + \log q_{\text{prior}}(\theta)$$

$$2. \quad \underline{e}_{ij} = \underbrace{\text{di}(u_{ij})}_{z_{\text{pop}}, z_i, \theta} + \varepsilon_{ij} \quad \text{avec } \varepsilon_{ij} \sim \mathcal{U}(0, \sigma^2)$$

donc pour tout $i \in \{1, N\}$, pour tout $j \in \{1, n_i\}$

$$\underline{e}_{ij} | z_{\text{pop}}, z_i, \theta \sim \mathcal{U}(\text{di}(u_{ij}), \sigma^2) \quad [\text{Transformation affine}]$$

$$\log q(\underline{e}_{ij} | z_{\text{pop}}, z_i, \theta) = -\frac{1}{2\sigma^2} \left(\underline{e}_{ij} - \text{di}(u_{ij}) \right)^2 - \log(\sigma) + \dots$$

$$3. \quad z_i = (\xi_i, \tau_i) \quad \text{avec } \xi_i \perp\!\!\!\perp \tau_i, \xi_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_E^2), \tau_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_V^2)$$

$$\text{donc, pour tout } i \in \{1, N\}, \quad \log q(z_i | \theta) = -\frac{1}{2} \left(\left(\frac{\xi_i}{\sigma_E} \right)^2 + \left(\frac{\tau_i}{\sigma_V} \right)^2 \right) + \dots$$

$$4. \quad z_{\text{pop}} = (t_0, v_0) \quad \text{avec } t_0 \perp\!\!\!\perp v_0, t_0 \sim \mathcal{N}(\bar{t}_0, \sigma_E^2), v_0 \sim \mathcal{N}(\bar{v}_0, \sigma_V^2)$$

$$\text{donc, } \log q(z_{\text{pop}} | \theta) = -\frac{1}{2} \left[\left(\frac{t_0 - \bar{t}_0}{\sigma_E} \right)^2 + \left(\frac{v_0 - \bar{v}_0}{\sigma_V} \right)^2 \right] + \dots$$

3

5. $\Theta = (\bar{E}_0, \bar{U}_0, \sigma_{\xi}, \sigma_{\zeta}, \sigma)$ $\bar{E}_0 \sim \mathcal{N}(\bar{E}_0, \sigma_{\bar{E}_0^2})$ $\bar{U}_0 \sim \mathcal{N}(\bar{U}_0, \sigma_{\bar{U}_0^2})$
 $\sigma_{\xi} \sim W^{-1}(V_{\xi}, m_{\xi})$, $\sigma_{\zeta} \sim W^{-1}(V_{\zeta}, m_{\zeta})$, $\sigma \sim W^{-1}(V, m)$

$$\Rightarrow \log q_{\text{prior}}(\Theta) = -\frac{1}{2} \left[\left(\frac{\bar{E}_0 - E_0}{\sigma_{\bar{E}_0}} \right)^2 + \left(\frac{\bar{U}_0 - U_0}{\sigma_{\bar{U}_0}} \right)^2 \right] + \frac{m_{\xi}}{2} \left[2 \log \left(\frac{V_{\xi}}{\sigma_{\xi}} \right) - \left(\frac{V_{\xi}}{\sigma_{\xi}} \right)^2 \right] + \frac{m_{\zeta}}{2} \left[2 \log \left(\frac{V_{\zeta}}{\sigma_{\zeta}} \right) - \left(\frac{V_{\zeta}}{\sigma_{\zeta}} \right)^2 \right] + \frac{m}{2} \left[2 \log \left(\frac{V}{\sigma} \right) - \left(\frac{V}{\sigma} \right)^2 \right] + \dots$$

6. Finalement, en posant $\bar{k} = \sum_{i=1}^n \tau_{ij}$,

$$\begin{aligned} \log q(\underline{u}, \underline{z}, \Theta) &= -\frac{1}{2\sigma_{\bar{E}_0^2}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n_i} \left(\frac{u_{ij}}{\sigma_{\xi j}} - d_i(t_{ij}) \right)^2 - kN \log(\sigma) \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma_{\bar{U}_0^2}} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{z_{ij}}{\sigma_{\zeta j}} \right)^2 + \left(\frac{\tau_{ij}}{\sigma_{\zeta j}} \right)^2 \right] - N \log(\sigma_{\xi} \sigma_{\zeta}) \\ \square \Theta &= \frac{1}{2\sigma_{\bar{E}_0^2}} \left[\left(\frac{\bar{E}_0 - E_0}{\sigma_{\bar{E}_0}} \right)^2 + \left(\frac{\bar{U}_0 - U_0}{\sigma_{\bar{U}_0}} \right)^2 \right] \\ \square u_{ij} &= \frac{1}{2\sigma_{\xi j^2}} \left[\left(\frac{\bar{E}_0 - E_0}{\sigma_{\bar{E}_0}} \right)^2 + \left(\frac{\bar{U}_0 - U_0}{\sigma_{\bar{U}_0}} \right)^2 \right] \\ &\quad + \frac{m_{\xi}}{2} \left[2 \log \left(\frac{V_{\xi}}{\sigma_{\xi}} \right) - \left(\frac{V_{\xi}}{\sigma_{\xi}} \right)^2 \right] \\ &\quad + \frac{m_{\zeta}}{2} \left[2 \log \left(\frac{V_{\zeta}}{\sigma_{\zeta}} \right) - \left(\frac{V_{\zeta}}{\sigma_{\zeta}} \right)^2 \right] \\ &\quad + \frac{m}{2} \left[2 \log \left(\frac{V}{\sigma} \right) - \left(\frac{V}{\sigma} \right)^2 \right] + \dots \end{aligned}$$

cœtes qui ne changent pas les update.

Par la suite, on va mettre en oeuvre un SAA aussi on va exhiber les statistiques exhaustives (ou suffisantes)

Pour faire ça, on cherche les termes couplés $(\underline{u}, \underline{z})$ et Θ et on regarde si on peut les mettre sous forme de produits (éventuellement scalaires) $(\underline{u}, \underline{z}) \times \Theta$.

* Statistiques exhaustives On pose donc :

$$S_1(\underline{u}, \underline{z}) = \frac{1}{kN} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n_i} \left(\frac{u_{ij}}{\sigma_{\xi j}} - d_i(t_{ij}) \right)^2$$

$$S_2(\underline{u}, \underline{z}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \xi_i^2 \quad S_3(\underline{u}, \underline{z}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \tau_i^2$$

$$S_4(\underline{u}, \underline{z}) = E_0 \quad S_5(\underline{u}, \underline{z}) = U_0$$

Ainsi, $\langle S_1(\underline{u}, \underline{z}), \Psi(\Theta) \rangle = S_1(\underline{u}, \underline{z}) \times \left(-\frac{kN}{2\sigma_{\xi^2}} \right)$

$$+ S_2(\underline{u}, \underline{z}) \times \left(-\frac{N}{2\sigma_{\zeta^2}} \right) + S_3(\underline{u}, \underline{z}) \times \left(-\frac{N}{2\sigma_{\zeta^2}} \right)$$

$$+ S_4(\underline{u}, \underline{z}) \times \left(\frac{E_0}{\sigma_{\bar{E}_0^2}} \right) + S_5(\underline{u}, \underline{z}) \times \left(\frac{U_0}{\sigma_{\bar{U}_0^2}} \right)$$

et "on met le reste dans $\Phi(\Theta)$ "

II L'algorithme SAEN - Stochastic Approximation EN

On peut réécrire notre modèle sous la forme hiérarchique suivante

$$\begin{cases} \underline{u} = (\underline{u}_{ij})_{ij} \mid Z_{\text{pop}}, (x_{ij})_i, \theta \sim \mathcal{N}(d_i(t_{ij}), \sigma^2) & [\text{Observé}] \\ \{Z_{\text{pop}} \mid \theta \sim \mathcal{N}(\bar{\theta}_0, \sigma_{\theta}^2) \otimes \mathcal{N}(\bar{x}_0, \sigma_x^2) & [\text{Inconnu}] \\ x_{ij} \mid \theta \sim \mathcal{N}(0, \sigma_x^2) \otimes \mathcal{N}(0, \sigma_u^2), \text{ pour tout } i & [\text{Inconnu}] \end{cases}$$

② A priori sur θ : $\theta \sim \mathcal{N}(\bar{\theta}_0, \sigma_{\theta}^2) \otimes \mathcal{N}(\bar{x}_0, \sigma_x^2) \otimes W^2(m_\xi, v_\xi) \otimes \dots$

On cherche à résoudre le pbm du maximum de vraisemblance pour la log-vraisemblance complète (ie avec les a priori), ou encore le pbm du maximum a posteriori (MAP)

On suppose que ce MAP existe (ce n'est pas difficile à montrer mais pas "gratuit" non plus)

* L'algorithme EN: (E) Calculer $Q_k(\theta) = \mathbb{E}_z [\log q(\underline{y}, \underline{z} \mid \underline{u}, \theta^{(k)})]$
 (I) $\theta^{(k+1)} = \underset{\theta \in \Theta}{\operatorname{argmax}} Q_k(\theta)$

Problème, dans le modèle proposé, on ne connaît PAS \underline{z} et on ne peut donc pas calculer Q_k via Approximation Stochastique.

* L'algorithme SAEN: On découpe l'étape (E) en 2 sous-étapes

$$\begin{cases} (\text{Sim}) \text{ Simuler } \underline{z}^{(k)} = (Z_{\text{pop}}^{(k)}, x_{ij}^{(k)}) \text{ à partir de } q(\underline{z} \mid \underline{u}, \theta) \\ (\text{SA}) \quad Q_k(\theta) = Q_{k-1}(\theta) + \varepsilon_k [\log q(\underline{y}, \underline{z}^{(k)} \mid \underline{u}, \theta) - Q_{k-1}(\theta)] \end{cases}$$

(E) où $(\varepsilon_k)_k$ suit \rightarrow telle $\sum \varepsilon_k = +\infty$, $\sum \varepsilon_k^2 < +\infty$
 [i.e qui décroît mais pas trop vite]

(I) $\theta^{(k+1)} = \underset{\theta \in \Theta}{\operatorname{argmax}} Q_k(\theta)$

En pratique, pour le choix de (ε_k) , on se donne un paramètre N_b et on pose $\forall k \in \mathbb{N}^*$ $\varepsilon_k = \begin{cases} 1 & \text{si } k \in [1, N_b] \\ (k - N_b)^{-\alpha} & \text{sinon} \end{cases}$

où $\alpha \in \left[\frac{1}{2}, 1\right]$ pour assurer la croissance de l'algo.

(Par ex)
 $\alpha = 0.65$

Risque le modèle est exponentiel [cf page 3] i.e. $\exists \bar{\Phi}_1, \bar{\Phi}_2, \Psi$

$$\text{Ainsi } \forall \theta \in \Theta, \text{ l'on a } q(u, z, \theta) = \bar{\Phi}_1(u, z) - \bar{\Phi}_2(\theta) + \langle S(u, z), \Psi(\theta) \rangle$$

on peut en fait faire porter l'Approximation Stochastique (SA) sur les statistiques exhaustives. Plus précisément, on remplace (SA) par (SA') pour chacune des statistiques exhaustives :

$$(SA') S_k = S_{k-1} + \varepsilon_k (S|_{u, z^{(k)}} - S_{k-1}) \text{ avec } S_0 = 0$$

$$\text{Dans ce cas, } \forall \theta \in \Theta, Q_k(\theta) = -\bar{\Phi}(\theta) + \langle S_k, \Psi(\theta) \rangle$$

* Paramètres θ optimaux [cf page 3] $\theta = (\bar{E}_0, \bar{V}_0, \sigma_S, \sigma_E, \sigma)$

$$\text{On a } \bar{\Phi}_2(\theta) = -kN \log(\sigma) - N \log(\sigma_S \sigma_E) - \frac{1}{2} \left[\left(\frac{\bar{E}_0}{\sigma_E} \right)^2 + \left(\frac{\bar{V}_0}{\sigma_S} \right)^2 \right] + \log q_{\text{prior}}(\theta)$$

$$\bar{\Phi}_1(u, z) = -\frac{1}{2} \left[\left(\frac{S_u}{\sigma_E} \right)^2 + \left(\frac{S_z}{\sigma_S} \right)^2 \right]$$

$$(i) \boxed{\bar{E}_0} \frac{\partial Q_k(\theta)}{\partial \bar{E}_0} = \frac{1}{\sigma_E^2} (S_u^{(k)} - \bar{E}_0) - \frac{1}{\sigma_S^2} (\bar{E}_0 - \bar{E}_0) = 0$$

$$\Rightarrow \bar{E}_0^{(k+1)} = \left(\frac{1}{\sigma_E^2} + \frac{1}{\sigma_S^2} \right)^{-1} \left(\frac{1}{\sigma_E^2} S_u^{(k)} + \frac{1}{\sigma_S^2} \bar{E}_0 \right)$$

$\Rightarrow \bar{E}_0^{(k+1)}$ est le Barycentre entre $(S_u^{(k)}, \frac{1}{\sigma_E^2})$ et $(\bar{E}_0, \frac{1}{\sigma_S^2})$

model

a priori

Rque : On note
 $S_k = (S_1^{(k)}, S_2^{(k)})$
 pour les updates

$$(ii) \boxed{\bar{V}_0} \text{ Se } \hat{m}, \bar{V}_0^{(k+1)} = \left(\frac{1}{\sigma_S^2} + \frac{1}{\sigma_E^2} \right)^{-1} \left(\frac{1}{\sigma_S^2} S_z^{(k)} + \frac{1}{\sigma_E^2} \bar{V}_0 \right) \oplus \text{Barycentre}$$

$$(iii) \boxed{\sigma_S^2} \frac{\partial Q_k(\theta)}{\partial \sigma_S^2} = -\frac{N}{\sigma_S^2} + \frac{N}{\sigma_S^2} S_{2z} - \frac{m \xi}{\sigma_S^2} + \frac{m \xi v_\xi^2}{\sigma_S^2} = 0$$

$$\Rightarrow \sigma_S^{2(k+1)} = \frac{N S_{2z} + m \xi v_\xi^2}{N+m}$$

\Rightarrow Idem, Barycentre entre $(S_2^{(k)}, N)$ et (v_ξ^2, m)

$$(iv) \boxed{\sigma_E^2} \text{ Se } \hat{m}, \sigma_E^{2(k+1)} = \frac{N S_{1z}^{(k)} + m v_\xi^2}{N+m} \oplus \text{Barycentre } (S_1^{(k)}, N) \text{ et } (v_\xi^2, m)$$

$$(v) \boxed{\sigma} \frac{\partial Q_k(\theta)}{\partial \sigma} = -\frac{kN}{\sigma} + \frac{m v_\xi^2}{\sigma^3} - \frac{m}{\sigma} + \frac{kN}{\sigma^3} S_1^{(k)} = 0$$

$$\Rightarrow \sigma^{2(k+1)} = \frac{kN S_1^{(k)} + m v_\xi^2}{kN + m} \oplus \text{Barycentre } (S_1^{(k)}, N) \text{ et } (v_\xi^2, m)$$

Pour implémenter le SAEN, il ne reste plus qu'à réaliser (Sim), i.e la simulation de $z_0 = (z_{00}, (z_{01}))$

III - L'algorithme de Metropolis-Hastings

On cherche à simuler $z_0 = (z_{\text{pop}}, (z_i)_{i \in I})$. Plusieurs possibilités.

- On simule les SN+BS variables en même temps ;
- On simule les variables une par une (Gibbs "simple") ;
- On regroupe les variables par blocs (intelligemment) et on simule les variables bloc par bloc (Gibbs bloc)

Sans tous les cas, on est obligé de recourir à Metropolis-Hastings car on n'est pas capable de simuler directement $q(z|y, \theta)$.

- Pbm Calculs (potentiellement) compliqués du fait du "grand" nombre de variables à simuler en même temps.
- Pbm : Chaque étape de simulation reste coûteuse, en réalisant SN+BS n'est donc pas forcément une bonne idée.
- On trouve un compromis entre les deux configurations précédentes.
Une façon naturelle de découper en blocs (de taille équitable)
 $\frac{1}{N}$ bloc pour la population + $\frac{1}{N}$ bloc par individu, soit N blocs.

Réq: On considère une version simplifiée du modèle proposé par Jean-Baptiste Schiratti dans sa thèse aussi (b) et (c) se valent plus ou moins dans ce cas la distinction est plus claire sur un modèle complexe

On choisit donc comme échantillonneur "(Block) Gibbs within Metropolis-Hastings" *

et on cherche à simuler $q(z|y, \theta) = q(z_{\text{pop}}, (z_i)_{i \in I} | y, \theta)$

(*) Écris un Gibbs simple après mais pas beaucoup plus compliqué d'écrire un "par bloc"

* (Bloc) "Population": $Z_{\text{pop}} = (t_0, \theta_0)$ et $t_0 \perp \theta_0$

7

On introduit les nouveaux paramètres $\zeta_{t_0}^2$ et $\zeta_{\theta_0}^2$ qui vont être les variances pour les "proposals" dans NH.

. t_0^* On choisit comme probabilité de transition $t_0^* | t_0^{(n-1)} \sim \mathcal{N}(t_0^{(n-1)}, \zeta_{t_0}^2)$

$$\text{Ainsi, } P(t_0^* | t_0^{(n-1)}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\zeta_{t_0}^2}} \exp\left(-\frac{(t_0^* - t_0^{(n-1)})^2}{2\zeta_{t_0}^2}\right) = P(t_0^{(n-1)} | t_0^*)$$

et on peut écrire le ratio d'acceptation plus facilement:

$$\alpha(t_0^*, t_0^{(n-1)}) = \frac{\pi(t_0^*) P(t_0^{(n-1)} | t_0^*)}{\pi(t_0^{(n-1)}) P(t_0^* | t_0^{(n-1)})} \times 1 = \frac{\pi(t_0^*)}{\pi(t_0^{(n-1)})} \times 1$$

ou π désigne la loi cible: $\pi(\cdot) = q(\cdot | t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i, \theta^{(n-1)})$

$$\text{Or, } \pi(t_0^*) = \frac{q(t_0^* | t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)})}{q(t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)})}$$

$$= \frac{q(t_0^* | t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i, \theta^{(n-1)}) \times q(t_0, \theta_0^{(n-1)} | (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)})}{q(t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)})}$$

et de même pour $\pi(t_0^{(n-1)})$ d'où:

$$\begin{aligned} \alpha(t_0^*, t_0^{(n-1)}) &= \frac{q(t_0^* | t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)}) \times q(t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)})}{q(t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)}) \times q(t_0^* | \theta^{(n-1)})} \\ &= \frac{q(t_0^* | t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)}) \times q(t_0^* | \theta^{(n-1)})}{q(t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)}) \times q(t_0^{(n-1)} | \theta^{(n-1)})} \times 1 \end{aligned}$$

. θ_0^* De même, $\theta_0^* | \theta_0^{(n-1)} \sim \mathcal{N}(\theta_0^{(n-1)}, \zeta_{\theta_0}^2)$

$$\alpha(\theta_0^*, \theta_0^{(n-1)}) = \frac{q(t_0 | t_0, \theta_0^*, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)}) \times q(\theta_0^* | \theta^{(n-1)})}{q(t_0 | t_0, \theta_0^{(n-1)}, (\xi_i^{(n-1)})_i, (\tau_i^{(n-1)})_i | \theta^{(n-1)}) \times q(\theta_0^{(n-1)} | \theta^{(n-1)})} \times 1$$

En pratique, on considère $\log(\alpha)$ et dans NH $\Rightarrow \log(\alpha) \leq \log(\bar{\alpha})$ uniforme

$$\rightarrow \log q(t_0 | t_0, \theta_0, (\xi_i)_i, (\tau_i)_i, \theta) = -\frac{1}{2\zeta_{t_0}^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{k_i} (\xi_{ij} - d(t_{ij}))^2$$

$$\rightarrow \log t_0 | t_0, \theta) = -\frac{1}{2\zeta_{t_0}^2} (t_0 - \bar{t}_0)^2 \quad \text{où } d(t_{ij}) \text{ dépend de } Z_{\text{pop}}$$

$$\rightarrow \log (\theta_0 | \theta) = -\frac{1}{2\zeta_{\theta_0}^2} (\theta_0 - \bar{\theta}_0)^2$$

* (Bloc) individuel i à $t \in [1, N]$, $x_i = (\xi_i, \tau_i)$

On procède comme pour Zpop. Soit γ_5^2 et γ_c^2 . Alors. [calcul similaire] à Zpop

• ξ_i : $\xi_i^* | \xi_i^{(t-1)} \sim U(\xi_i^{(t-1)}, \gamma_\xi^2)$

$$\alpha(\xi_i^*, \xi_i^{(t-1)}) = \frac{q(\xi_i | t_0, \theta^{(t-1)}, \xi_i^*, \tau_i^{(t-1)}, \theta^{(t-1)}) \times q(\xi_i^{(t-1)} | \theta^{(t-1)})}{q(\xi_i | t_0, \theta^{(t-1)}, \xi_i^*, \tau_i^{(t-1)}, \theta^{(t-1)}) \times q(\xi_i^* | \theta^{(t-1)})} \approx 1$$

• τ_i : $\tau_i^* | \tau_i^{(t-1)} \sim U(\tau_i^{(t-1)}, \gamma_c^2)$

$$\alpha(\tau_i^*, \tau_i^{(t-1)}) = \frac{q(\tau_i | t_0, \theta^{(t-1)}, \xi_i^{(t-1)}, \tau_i^*, \theta^{(t-1)}) \times q(\tau_i^{(t-1)} | \theta^{(t-1)})}{q(\tau_i | t_0, \theta^{(t-1)}, \xi_i^{(t-1)}, \tau_i^*, \theta^{(t-1)}) \times q(\tau_i^* | \theta^{(t-1)})} \approx 1$$

Avec: $\rightarrow \log q(\xi_i | t_0, \theta, \xi_i, \tau_i, \theta) = \sum_{j=1}^{\tau_i} \left(\frac{\xi_j}{\sigma_\xi} - d_i(t_{ij}) \right)^2$

$$\rightarrow \log q(\xi_i | \theta) = -\frac{1}{2s} \left(\frac{\xi_i}{\sigma_\xi} \right)^2$$

$$\rightarrow \log q(\tau_i | \theta) = -\frac{1}{2s} \left(\frac{\tau_i}{\sigma_c} \right)^2$$

* Finalement l'algorithme s'écrit: (i) Simuler Zpop $\xrightarrow{t_0} \xi_0$

(ii) for $i=1 \rightarrow N$, Simuler $x_i \xrightarrow{\xi_i} \tau_i$

Requise: Le choix retenu pour les proposal dans HN est particulier.

On parle de "Metropolis-Hastings Symmetric Random Walk"

La symétrie de la distribution selon laquelle on propose permet la simplification dans α et ainsi α devient indép du proposal.

Bref, en recollant tous les morceaux, on est capable d'implémenter

"Metropolis-Hastings within Gibbs - Stochastic Approximation EN" !