

**Sur le modèle de Brown-Proschan  
avec des effets de réparations  
inconnus**

**Yann DIJOUX** [yann.dijoux@imag.fr](mailto:yann.dijoux@imag.fr)

**Laurent DOYEN** [laurent.doyen@iut2.upmf-grenoble.fr](mailto:laurent.doyen@iut2.upmf-grenoble.fr)

Institut National Polytechnique de Grenoble  
et Université Pierre Mendès France (Grenoble II)

## Systeme réparable :

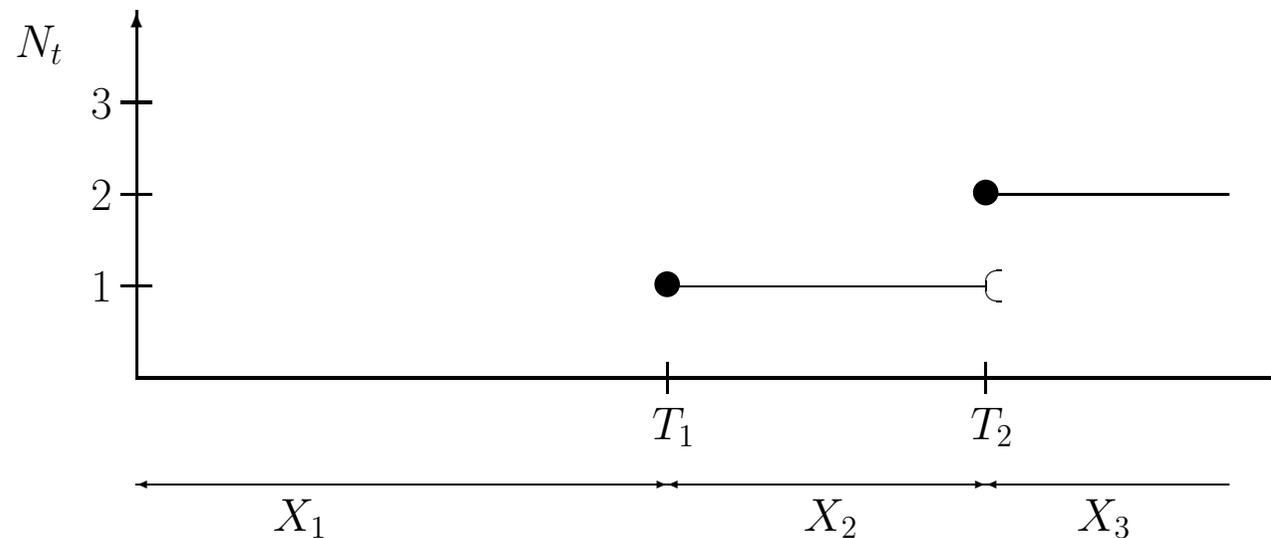
**Maintenance Corrective ou Réparation** : Après une défaillance, a pour but de remettre le système en état de fonctionnement.

Problème : **Modéliser** et **Evaluer** l'efficacité des réparations.

# I. Le modèle de Brown-Proshan

---

Hypothèse : Les durées de maintenance ne sont pas prises en compte.



- Instants de défaillance (= MC) :  $\{T_i\}_{i \geq 1}$
- Durées inter-défaillances :  $X_i = T_i - T_{i-1}$
- Nombre cumulé de défaillances survenues :  $\{N_t\}_{t \geq 0}$  processus aléatoire ponctuel

## a/ Modélisation stochastique du processus des défaillances

---

**Intensité de défaillance :**

$$\lambda_t = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} P(N_{t+\Delta t} - N_{t-} = 1 | \mathcal{H}_{t-})$$

où  $\mathcal{H}_{t-}$  est l'histoire du processus des défaillances.

**Processus ponctuel auto-excité :**  $\mathcal{H}_{t-} = \sigma(\{N_s\}_{0 \leq s < t})$

$\lambda_t$  caractérise alors complètement le processus des défaillances :

$$P(X_{n+1} > x \mid \underbrace{\mathbf{T}_n}_{T_1, \dots, T_n}) = \exp \left( - \int_{T_n}^{T_n+x} \lambda_u du \right)$$

$$L_t(\theta) = \left[ \prod_{i=1}^{N_t} \lambda_{T_i} \right] e^{-\Lambda_t} \quad \text{où } \Lambda_t = \int_0^t \lambda_u du$$

**Le système neuf a une durée de vie  $Z$ ,**

de taux de défaillance :

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} P(t < Z \leq t + \Delta t | Z > t)$$

$\lambda(t)$  est appelée **intensité initiale**  
et caractérise la qualité intrinsèque du système.

$\lambda(t)$  est supposée déterministe et non identiquement nulle.

On note :  $\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$ .

Applications :  $\lambda(t) = \alpha \beta t^{\beta-1}$ , avec  $\alpha > 0$  et  $\beta > 1$ .

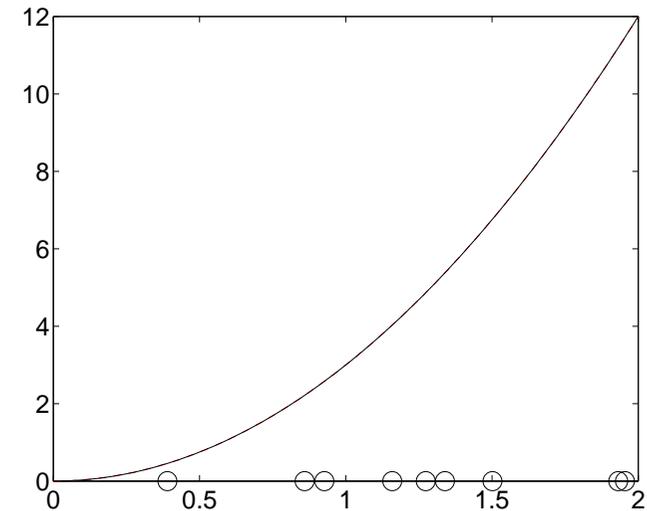
## b/ Modèles basiques

Hypothèse : **"As Bad As Old"**

Réparation minimale

⇒ Processus de Poisson Non Homogène (NHPP) :

$$\lambda_t = \lambda(t)$$

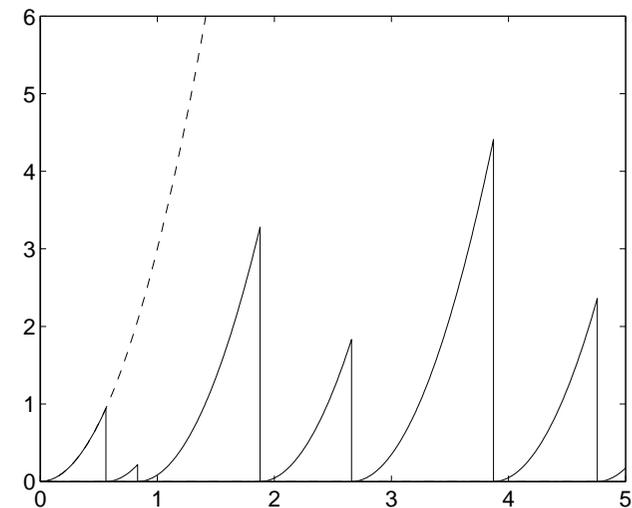


Hypothèse : **"As Good As New"**

Réparation optimale

⇒ Processus de Renouvellement (RP) :

$$\lambda_t = \lambda(t - T_{N_{t^-}})$$



**En pratique, on est entre ces deux extrêmes**

## c/ Modèle de Brown-Proschan

---

Brown-Proschan [83]

Les effets de maintenance sont :

- mutuellement indépendants,
- indépendants des instants de MC précédents,
- **AGAN** avec une probabilité  $p$ ,
- **ABAO** avec une probabilité  $1 - p$ .

$B_i$  appelé **effet de la  $i^{\text{ème}}$  maintenance** :

$$B_i = \begin{cases} 1 & \text{MC AGAN} \\ 0 & \text{MC ABAO} \end{cases}$$

$$P(B_i = 1 \mid \mathbf{T}_i, \mathbf{B}_{i-1}) = P(B_i = 1) = p$$

$A_i = T_i - T_{\max\{k < i \mid B_k = 1\}}$  appelé **âge effectif** ( $A_0 = 0$ ),

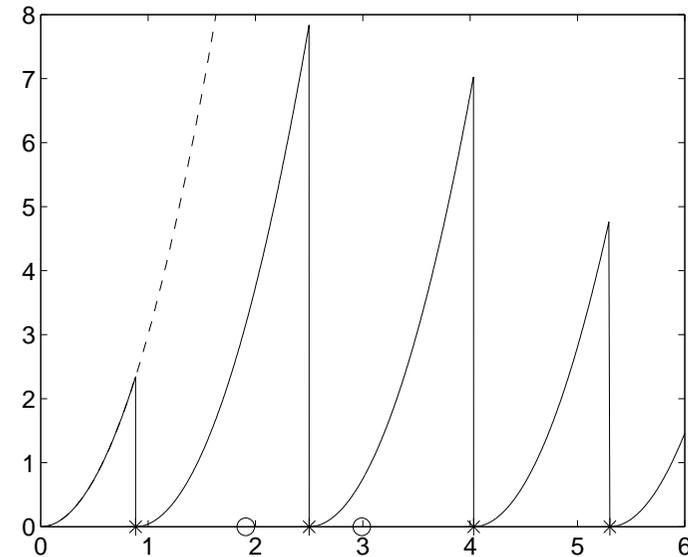
représente le temps écoulé depuis la dernière maintenance parfaite.

$$A_i = \sum_{j=1}^i \left[ \prod_{k=j}^i (1 - B_k) \right] X_j$$

$$\lambda_t(N, B) = \lambda(t - T_{N_{t-}} + A_{N_{t-}})$$

avec

$$\mathcal{H}_{t-} = \sigma(\{N_s\}_{0 \leq s < t}, \{B_i\}_{1 \leq i \leq N_{t-}})$$



Whitaker-Samaniego [89] :

- Si  $\lambda(t)$  est constant ( $\Leftrightarrow X_1 \sim \mathcal{E}$ ), alors  $p$  n'est pas identifiable.
- Estimateur non paramétrique de  $F(t) = 1 - \exp(-\int_0^t \lambda(s) ds)$  quand les  $B_i$  sont connus.

Mais, en pratique, les  $\{B_i\}_{i \geq 0}$  sont des variables cachées

$p$  représente l'efficacité de MC :

$$\left\{ \begin{array}{l} \bullet p = 0 : \text{MC ABAO} \\ \bullet p = 1 : \text{MC AGAN} \\ \bullet 0 < p < 1 : \text{MC imparfaite} \end{array} \right.$$

But : Estimer  $p$  quand on ne connaît pas la valeur des  $\{B_i\}_{i \geq 0}$

C'est possible car : **si  $X_1$  ne suit pas une loi exponentielle, alors  $p$  et  $\lambda$  sont identifiables.**

## II. Estimation de l'efficacité de réparation

---

Lim [98] : algorithme EM

$$L_t(\theta; B) = p^{\sum_{i=1}^k B_i} (1-p)^{(k-\sum_{i=1}^k B_i)} \prod_{i=i}^k \lambda(X_i + A_{i-1}) \prod_{i=i}^k e^{-\Lambda(X_i + A_{i-1}) + (1-B_i)\Lambda(A_{i-1})}$$

avec  $\mathcal{H}_{t-} = \sigma(\{N_s\}_{0 \leq s < t}, \{B_i\}_{1 \leq i \leq N_{t-}})$

**Algorithme EM** : Construction d'une suite  $\{\theta_n\}_{n \geq 1}$

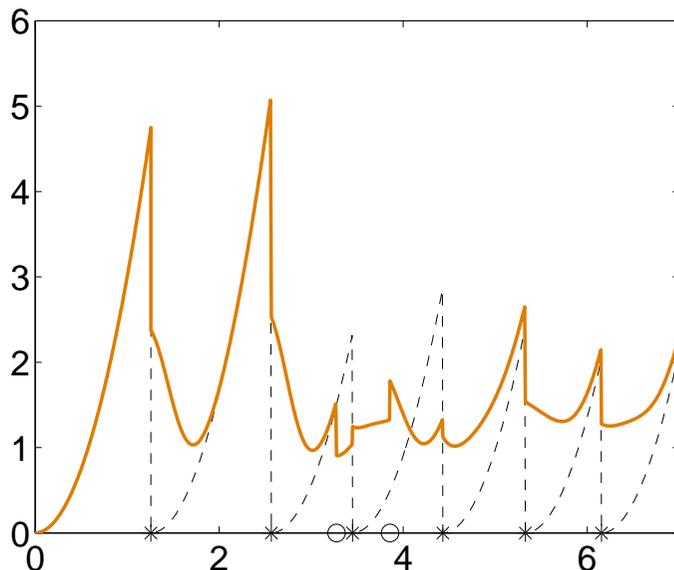
- Initialisation à un vecteur  $\theta_0$
- Etape  $n$  : 
$$\begin{cases} \text{Estimation : } \mathcal{Q}(\theta | \theta_n) = \mathbb{E}(\ln(L_t(\theta; B) | \mathbf{T}_n, \theta_n) \\ \text{Maximisation : } \theta_{n+1} = \arg \max_{\theta} \mathcal{Q}(\theta | \theta_n) \end{cases}$$
- Répéter jusqu'à convergence.

## a/ Caractérisation du processus des défaillances

Théorème d'innovation :  $\lambda_t = E[\lambda_t^N(N, B) | \{N_s\}_{0 \leq s \leq t}]$

Intensité de défaillance propre du modèle BP :

$$\lambda_t = \frac{-d}{dt} \left[ \ln \left( \sum_{j=0}^{N_{t^-}} p^{\mathbb{1}\{j>0\}} (1-p)^{N_{t^-}-j} \left[ \prod_{i=j+1}^{N_{t^-}} \frac{\lambda(T_i - T_j)}{\lambda_{T_i}} \right] e^{-\Lambda(t-T_j) - \Lambda_{T_j}} \right) \right]$$



- Intensité propre ( $\lambda_t$ )
- - Intensité relative ( $\lambda_t(N, B)$ )

## b/ Vraisemblance propre

---

Langseth-Lindqvist [03] : fonction de vraisemblance fausse

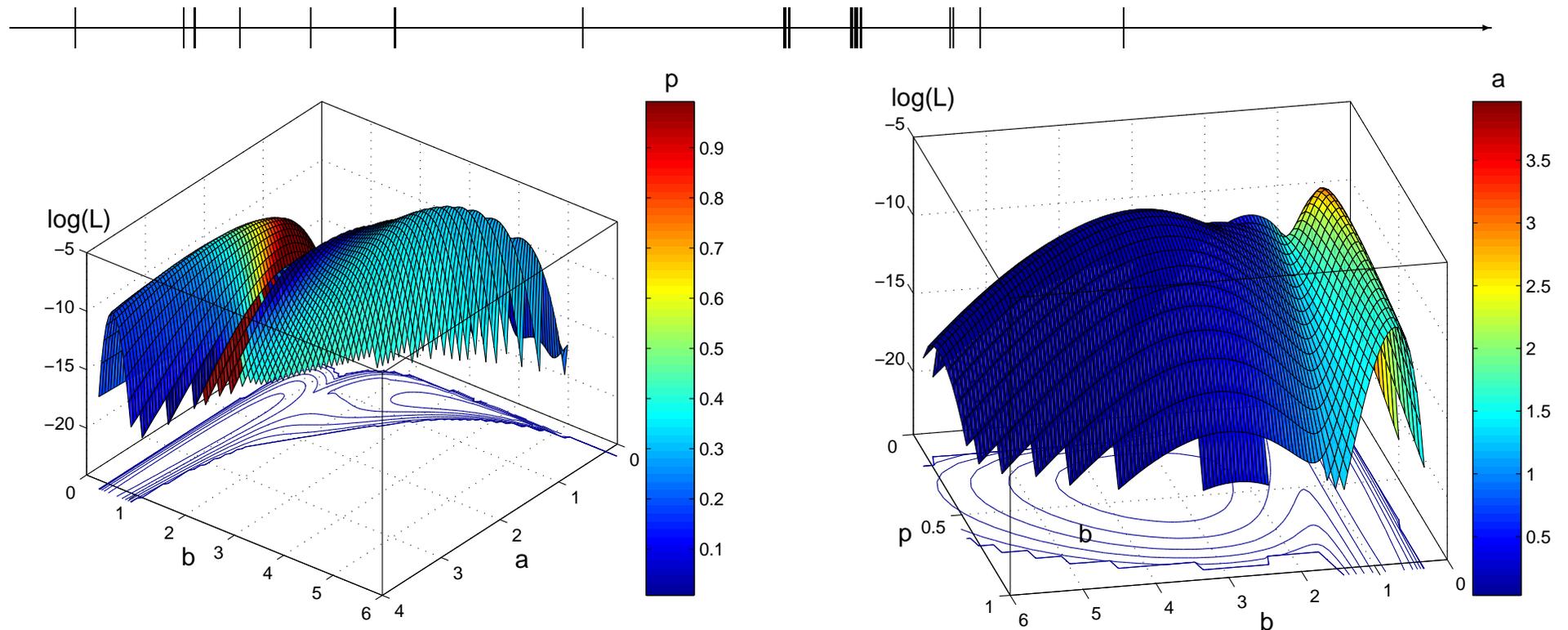
**Vraisemblance propre** : (forme récursive)

$$L_t(\theta) = (1 - p)^{N_{t-}} \left[ \prod_{i=1}^{N_{t-}} \lambda(T_i) \right] \lambda(t)^{\mathbb{1}_{\{t=T_{N_t}\}}} e^{-\Lambda(t)} + p \left[ \sum_{j=1}^{N_{t-}} (1 - p)^{N_{t-}-j} \right. \\ \left. \left[ \prod_{i=j+1}^{N_{t-}} \lambda(T_i - T_j) \right] \lambda(t - T_j)^{\mathbb{1}_{\{t=T_{N_t}\}}} e^{-\Lambda(t-T_j)} L_{T_j}(\theta) \right]$$

La complexité du calcul de la vraisemblance propre est en  $O\left(\frac{n(n+1)}{2}\right)$ , où  $n$  est le nombre de défaillances observées.

## c/ Application à des données simulées

20 défaillances avec :  $\alpha = 0.1$ ,  $\beta = 3$ ,  $p = 0.5$



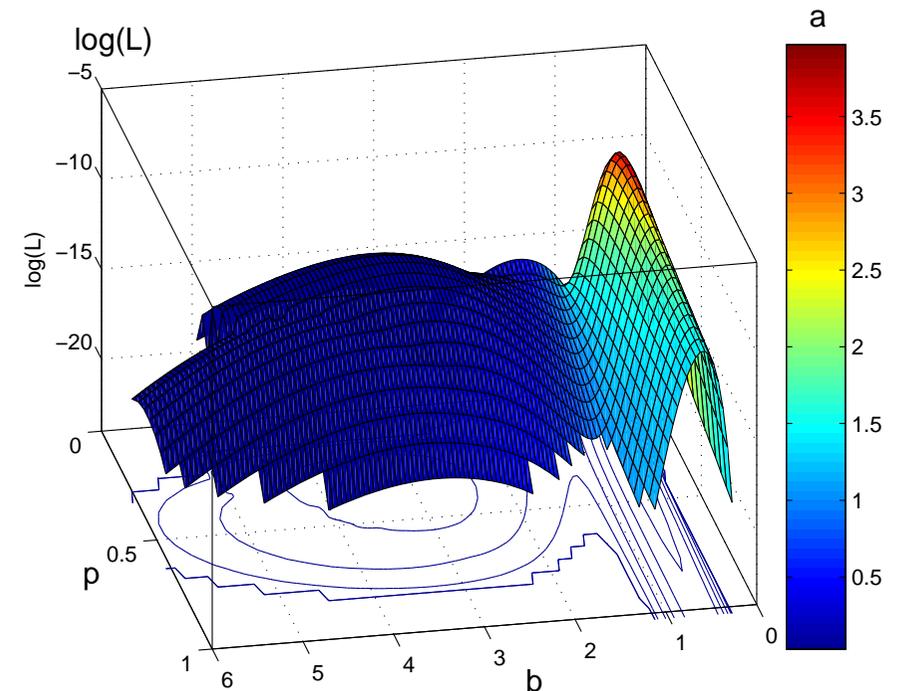
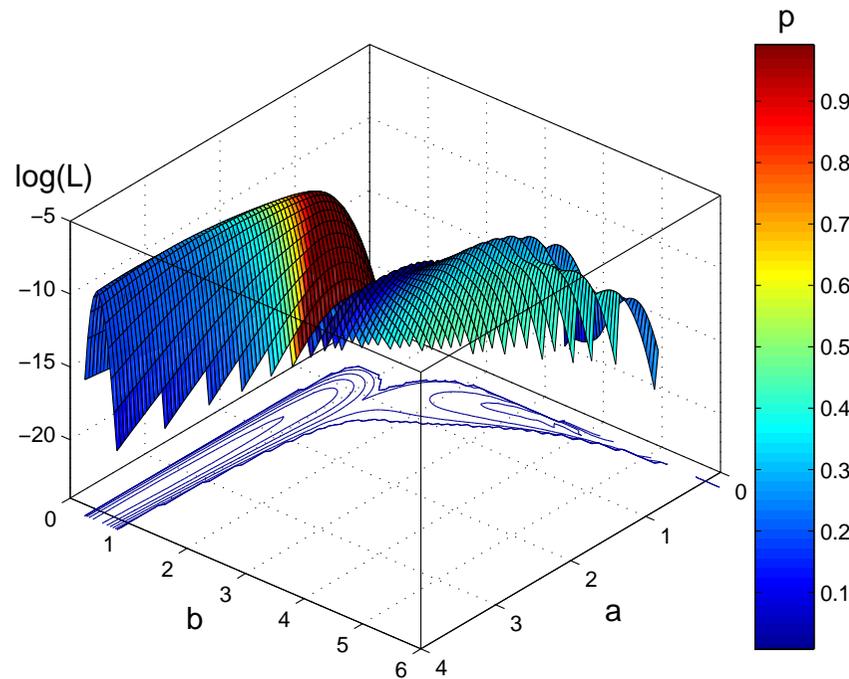
$$\hat{\alpha}_{MV} = 0.20, \quad \hat{\beta}_{MV} = 3.14, \quad \hat{p}_{MV} = 0.31$$

EM :

$$\begin{array}{l} \alpha_0 = 4, \quad \beta_0 = 1.2, \quad p_0 = 0.1 \\ \hat{\alpha} = 4.80, \quad \hat{\beta} = 0.49, \quad \hat{p} = 0.14 \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \alpha_0 = 0.8, \quad \beta_0 = 4, \quad p_0 = 0.1 \\ \hat{\alpha} = 0.33, \quad \hat{\beta} = 2.76, \quad \hat{p} = 0.33 \end{array}$$

20 défaillances avec :  $\alpha = 0.1, \beta = 3, p = 0.5$



$$\hat{\alpha}_{MV} = 3.21, \quad \hat{\beta}_{MV} = 0.44, \quad \hat{p}_{MV} = 0.22$$

EM :

$$\alpha_0 = 4, \quad \beta_0 = 1.2, \quad p_0 = 0.1$$

$$\hat{\alpha} = 4.70, \quad \hat{\beta} = 0.44, \quad \hat{p} = 0.09$$

$$\alpha_0 = 0.8, \quad \beta_0 = 4, \quad p_0 = 0.1$$

$$\hat{\alpha} = 0.26, \quad \hat{\beta} = 2.98, \quad \hat{p} = 0.34$$

## Conclusion et perspectives

---

- La vraisemblance propre présente des maxima locaux
  - ⇒ Signification de ces maxima locaux
  - ⇒ Les paramètres sont-ils estimables ?
- Comparer les estimateurs donnés par EM et MV
  - ⇒ Développer une méthode de maximisation efficace de la vraisemblance propre
- Dans les cas pratiques avec des MC uniquement :  $p \approx 0$  ou  $p \approx 1$ , pas de cas intermédiaire.
  - ⇒ Prendre en compte simultanément MC et MP