# Rapport de projet OS13 Analyse de politique de maintenance

# TRAN QUOC NHAT HAN & ADRIEN WARTELLE

# 11 janvier 2019

# Sommaire

1	Maintenance basée sur l'âge					
	1.1	Rappel	1			
	1.2	Modéliser la durée de vie du système	2			
	1.3	La politique de maintenance basée sur l'âge	5			
2	Ma	intenance basée sur dégradation	6			
	2.1	Rappel	6			
	2.2	Modéliser la dégradation du système	7			
	2.3	La politique de maintenance basée sur dégradation	9			
3	Annexe					
	3.1	L'importation de données de pannes	13			
	3.2	Le premier histogramme de distribution de pannes	13			
	3.3	Estimer le mixage de la loi Exponentielle et Gamma	13			
	3.4	Optimiser le coût moyenne sur une durée de temps	15			
	3.5	Importer les valeurs de dégradation	15			
	3.6		16			
	3.7		16			
	3.8		17			

#### Résumé

Soient des données liées à la fonctionnement de système, nous déterminons un modèle approprié et puis choisir une politique de maintenance optimal.

# 1 Maintenance basée sur l'âge

## 1.1 Rappel

Considérons un système non maintenu. En l'observant, nous obtenons un liste des dates de panne, grâce auquel nous construirerons une politique de remplacement systématique basée sur l'âge : Nous remplaçons lorsque le système tombe en panne ou qu'il survit une durée  $t_0$ .

Le but est de minimiser le coût moyen cumulé.

$$\mathbb{E}(C) = \frac{\mathbb{E}(C(S))}{\mathbb{E}(S)} \tag{1}$$

Où S est la variable aléatoire représentant la date de remplacement et C(S) est le coût de maintenance cumulé à l'instant S (sachant que C(S) est  $c_c (= 1200)$  si une maintenance corrective et  $c_p (= 800)$  si préventive).

# 1.2 Modéliser la durée de vie du système

L'importation de données de FailureTimes\_5.csv (l'annexe 3.1) expose les dates de pannes de l'ordre grandement variée (300 à 27000) (l'annexe 3.2).

Exponentiel des valeurs extrèmes résulteront Inf, ce qui est indésirable. Alors nous devons forcément les réduire en les divisant par un scalaire scale, prenons par example 1000. (Figure 1)

# Premier histogramme

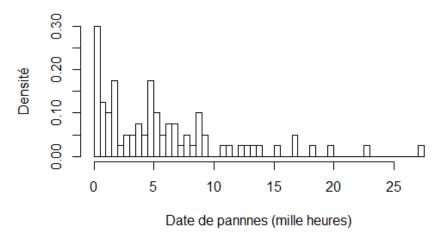


FIGURE 1 – Le premier histogramme de distribution de pannes

Les pannes se concentrent autour de 2 sommets, l'un à [0;0,5] et l'autre à [4,5;5]. Ceci nous fait penser naturellement à un mixage de deux lois.

Nous pouvons remarquer que les valeurs sont positives (étant données que ce sont des temps) et que la distribution semble posséder deux parties importantes. Une dont le sommet se situe près de zéro et qui est suivi d'une pente forte, et l'autre sommet est à une valeur non nulle (5) que la distribution locale en forme de pic. Nous avons donc penser estimer un mixage de loi *Exponentielle* et Gamma afin de modéliser les données. En effet la première partie correspondrait à une loi exponentielle tandis que la seconde à une loi gamma (Et .

La fonction de densité avec le paramètre  $\theta = (p_1, p_2, \lambda, \alpha, \beta)$ :

$$f_{\theta}(x) = p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x)$$

$$= p_1 \lambda e^{-\lambda x} + p_2 \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\beta x}$$
(2)

Où  $f_1, f_2$  désignent réspectivement  $exp(\lambda)$  et  $\Gamma(\alpha, \beta)$ ;  $p_1, p_2 > 0$ :  $p_1 + p_2 = 1$ . Nous allons utiliser l'algorithme EM, la méthode la plus efficace pour estimer le MLE de mixage fini.

Soit X la variable aléatoire de durée de vie du système. Soient  $(x_1,...,x_N)$  les observations.

Soit la matrice de probabilité d'appartenance  $(\zeta_{ki})$ :  $\zeta_{ki}$  vaut la probabilité que  $x_i$  suive la loi  $f_k$ .

$$\zeta_{ki} = \frac{p_k f_k\left(x_i\right)}{p_1 f_1\left(x_i\right) + p_2 f_2\left(x_i\right)} \forall k = \overline{1, 2} \forall i = \overline{1, N}$$
(3)

La fonction de vraisemblance :

$$\ln \Lambda = \sum_{i=1}^{N} \ln f_{\theta}(x_i) = \sum_{i=1}^{N} \ln (p_1 f_1(x_i) + p_2 f_2(x_i))$$
 (4)

Nous cherchons à maximiser  $\ln \Lambda$  en la dérivant selon  $\lambda, \alpha, \beta$ . Pour  $\lambda$  :

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \ln \Lambda = \sum_{i=1}^{N} \frac{p_1 e^{-\lambda x_i} - p_1 \lambda x_i e^{-\lambda x_i}}{p_1 f_1(x_i) + p_2 f_2(x_i)}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_1 f_1(x_i)}{p_1 f_1(x_i) + p_2 f_2(x_i)} \left(\frac{1}{\lambda} - x_i\right)$$

$$= \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^{N} \zeta_{1i} - \sum_{i=1}^{N} \zeta_{1i} x_i = 0$$

$$\Leftrightarrow \lambda = \frac{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{1i}}{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{1i} x_i}$$
(5)

Pour  $\beta$ :

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \ln \Lambda = \sum_{i=1}^{N} \frac{p_2 x_i^{\alpha - 1}}{\Gamma(\alpha)} \frac{\alpha \beta^{\alpha - 1} e^{-\beta x_i} - \beta^{\alpha} x_i e^{-\beta x_i}}{p_1 f_1(x_i) + p_2 f_2(x_i)}$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_2 f_2(x_i)}{p_1 f_1(x_i) + p_2 f_2(x_i)} \left(\frac{\alpha}{\beta} - x_i\right)$$

$$= \frac{\alpha}{\beta} \sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i} - \sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i} x_i = 0$$

$$\Leftrightarrow \beta = \alpha \frac{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i}}{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i} x_i}$$
(6)

Pour  $\alpha$ 

$$\frac{\partial}{\partial \alpha} \ln \Lambda = \sum_{i=1}^{N} \frac{p_{2}e^{-\beta x_{i}}}{p_{1}f_{1}\left(x\right) + p_{2}f_{2}\left(x\right)} \left(\frac{\beta \left(\ln \beta + \ln x_{i}\right)\left(\beta x_{i}\right)^{\alpha - 1}}{\Gamma\left(\alpha\right)} - \beta^{\alpha}x^{\alpha - 1}\frac{\Psi\left(\alpha\right)}{\Gamma\left(\alpha\right)}\right)$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \frac{p_{2}f_{2}\left(x_{i}\right)}{p_{1}f_{1}\left(x\right) + p_{2}f_{2}\left(x\right)} \left(\ln \beta + \ln x_{i} - \Psi\left(\alpha\right)\right)$$

$$= \left(\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i}\right) \ln \beta + \sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i} \ln x_{i} - \Psi\left(\alpha\right) \left(\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i}\right) = 0$$

$$\Leftrightarrow 0 = \ln \alpha + \ln \frac{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i}}{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i} \ln x_{i}} + \frac{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i} \ln x_{i}}{\sum_{i=1}^{N} \zeta_{2i}} - \Psi\left(\alpha\right) \text{ (substitué par (6))}$$

$$\Leftrightarrow 0 = \ln \alpha - \Psi\left(\alpha\right) - c$$

Où 
$$c = \ln \left( \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \zeta_{2i} x_i}{\sum\limits_{i=1}^{N} \zeta_{2i}} \right) - \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \zeta_{2i} \ln(x_i)}{\sum\limits_{i=1}^{N} \zeta_{2i}}$$
;  $\Psi$  est la fonction digamma.

Selon la méthode de Newton-Rashphon, nous pouvons résoudre  $\alpha$  numériquement avec ce formul itératif :

$$\alpha_{r+1} = \alpha_r - \frac{\ln \alpha_r + \Psi(\alpha_r) - c}{\frac{1}{\alpha} - \Psi'(\alpha_r)}$$

[1] propose un autre formule convergeant plus vite:

$$\frac{1}{\alpha_{r+1}} = \frac{1}{\alpha_r} + \frac{\ln(\alpha_r) - \Psi(\alpha_r) - c}{\alpha_r^2 \left(\frac{1}{\alpha_r} - \Psi'(\alpha_r)\right)}$$
(7)

Avec  $\Psi'$  la fonction trigamma. L'itération part avec  $\alpha_0=\frac{0.5}{c}$ . Au final, pour  $p_k$  :

$$p_k = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} \zeta_{ki}}{N} \forall k = \overline{1,2}$$
(8)

Etant donné (3), (5), (6), (7) et (8), nous définissons l'algorithme EM:

- 1. Initialisation : Choisir  $\theta_0$ .
- 2. **Etape E**: Evaluer  $(\zeta_{ki})$  sachant  $\theta_c$  en utilisant (3).
- 3. **Etape M**: Calculer  $\theta_{c+1}$  à l'aide des équations (5), (6), (7) et (8). Note: Pour  $\alpha$ , l'itération se termine quand  $|\alpha_{r+1} - \alpha_r| < \varepsilon_{\alpha}$  où  $\varepsilon_{\alpha}$  est un réel positif fixé à l'initialisation.
- 4. **Evaluation**: Si  $\|\theta_{c+1} \theta_c\| < \varepsilon_{\theta}$  ( $\varepsilon_{\theta}$  est un réel positif fixé à l'initialisation), l'algorithme s'arrête et  $\theta = \theta_{vieux}$ . Sinon, reviens à l'étape E avec  $\theta_{vieux} \leftarrow \theta_{nouveau}$ .

Avant de lancer l'algorithme nous essayons d'obtenir un ensemble de paramètres initiaux  $\theta_0$  qui soient cohérent avec la distribution des données. Nous avons choisi

$$(p_{1_0}, p_{2_0}, \lambda_0, \alpha_0, \beta_0) = (0.5; 0.5; 1; 10; 2)$$

# Mixage de la loi Exponentielle et Gamma

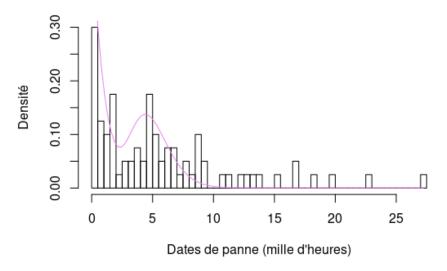


Figure 2 – Mixage de la loi Exponentielle et Gamma : paramètres initiaux

Après l'utilisation de l'algorithme EM, nous avons obtenu le résultat :

$$(p_1, p_2, \lambda, \alpha, \beta) = (0.2194518; 0.7805482; 1.56738; 1.665659; 0.2332427)$$

D'où nous traçons la fonction de densité  $f_{\theta}$  trouvé (figure 3) et réalisons un test de Kolmogorov-Smirnov qui donne p-value=0,9663111 signifiant 96,63%de nous tromper si nous rejetons ce modèle. Nous l'acceptons alors, quoiqu'il ne génère pas 2 sommets comme la remarque initiale. Le code est trouvable à l'annexe 3.3.

#### 1.3La politique de maintenance basée sur l'âge

Avec la fonction  $f_{\theta}$  trouvée, nous construirerons la politique optimale.

Nous avons par définition :  $S = \min(X, t_0)$ .

Autrement dit,  $S = X \mathbb{I}_{\{X < t_0\}} + t_0 \mathbb{I}_{\{X \geqslant t_0\}}$ . Traduit au coût :  $C(S) = C_c \mathbb{I}_{\{X < t_0\}} + C_p \mathbb{I}_{\{X \geqslant t_0\}}$ , avec  $C_c, C_p$  les coûts de maintenances correctives et préventives réspectivement.

Le coût moyen:

$$\mathbb{E}\left(C\left(S\right)\right) = c_{c}\mathbb{E}\left(\mathbb{I}_{\left\{X < t_{0}\right\}}\right) + c_{p}\mathbb{E}\left(\mathbb{I}_{\left\{X \geqslant t_{0}\right\}}\right)$$

$$= c_{c}P\left(X < t_{0}\right) + c_{p}P\left(X \geqslant t_{0}\right)$$

$$= c_{c}F_{\theta}\left(t_{0}\right) + c_{p}\left(1 - F_{\theta}\left(t_{0}\right)\right)$$

$$= \left(c_{c} - c_{p}\right)F_{\theta}\left(t_{0}\right) + c_{p}$$

$$(9)$$

#### Mixage de la loi Exponentielle and Gamma

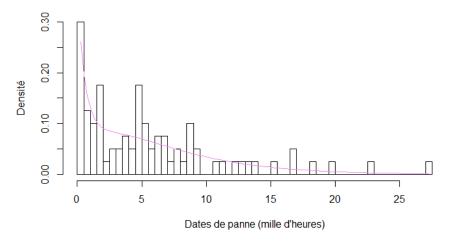


FIGURE 3 – Mixage de la loi Exponentielle et Gamma: paramètres finaux

La durée moyenne :

$$\mathbb{E}(S) = \mathbb{E}(X\mathbb{I}_{\{X < t_0\}}) + t_0 \mathbb{E}(\mathbb{I}_{\{X \ge t_0\}})$$

$$= \int_0^{t_0} x f_{\theta}(x) dx + t_0 P(X \ge t_0)$$

$$= x F_{\theta}(x) \Big|_0^{t_0} - \int_0^{t_0} F_{\theta}(x) dx + t_0 (1 - F_{\theta}(t_0))$$

$$= t_0 - \int_0^{t_0} F_{\theta}(x) dx$$
(10)

De (9) et (10), nous détaillons le coût moyen sur une durée de temps (1) :

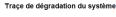
$$\mathbb{E}\left(C\right) = \frac{\mathbb{E}\left(C\left(S\right)\right)}{\mathbb{E}\left(S\right)} = \frac{\left(c_c - c_p\right)F_{\theta}\left(t_0\right) + c_p}{t_0 - \int_0^{t_0} F_{\theta}\left(x\right)dx}$$
(11)

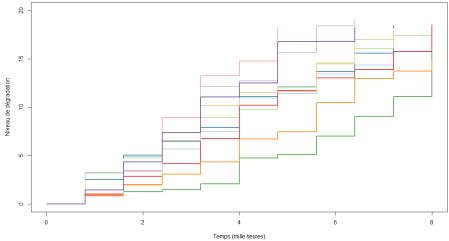
L'annexe (3.4) montrer comment chercher l'optimum numériquement. La valeur minimum est  $t_0=27,29639$  (mille heures), correspondant à un coût moyen de 210,6402. Nous constatons que  $t_0^{min}$  est très proche du maximum de durée de vie, indiquant que l'optimisation de  $t_0$  est inutile car le système ne viellit pas.

# 2 Maintenance basée sur dégradation

# 2.1 Rappel

En observant multiples systèmes identiques, nous effectuons des mesures de dégradation sur des intervalles de temps réguliers tout au long de leurs durée de vie.





La valeur limite de dégradation est L=20. C'est-à-dire lorsque le niveau de dégradation dépasse L, le système tombe en panne et nous ne pourrons plus le mesurer.

On souhaite de mettre en place une politique de maintenance conditionnelle, basée sur un seuil M inférieur à L et l'intervalle de temps  $\Delta T$  entre les inspections répétive. Appellons  $X_t$  le niveau de dégradation à l'instant t (instant d'une inspection).

- Si  $X_t < M$ , nous laissons le système tel quel.
- Si  $M \leq X_t < L$ , un remplacement préventif est réalisé au coût  $c_p$ . Et puis  $X_t$  est remis à 0.
- Si  $X_t \ge L$ , un remplacement correctif est fait au coût  $c_c$ . Et puis  $X_t$  est remis à 0.

Le but est minimiser le coût moyen sur une durée de temps (1) en bien choissisant le seuil M et l'intervalle d'inspection  $\Delta T$ .

#### 2.2 Modéliser la dégradation du système

Soient les données de DegradLevel\_2.csv, nous traçons leurs processus de dégrader (figure (2.2)). (Les annexes (3.5) et (3.6))

Comme les temps d'inspection sont de l'ordre millier, il vaudrait de les diviser par un scalaire (par example, scale=1000) afin d'assurer la précision de calcul numérique.

Nous voyons les accroissements positifs, suggérant un modèle de processus Gamma.

Soit X(t) la variable aléatoire de dégradation du système. Supposons que  $X(t) - X(s) \sim \Gamma(a(t-s), b) \, \forall t > s > 0$ . Nous allons estimer les paramètres a, b en modélisant la distribution des incréments entre deux moments successifs.

Fixons  $t-s=\delta=0.8,$  car les mesures donnés sont effectués au bout de chaque intervalle de 0.8.

L'histogramme des incréments :

#### Distribution des accroissements

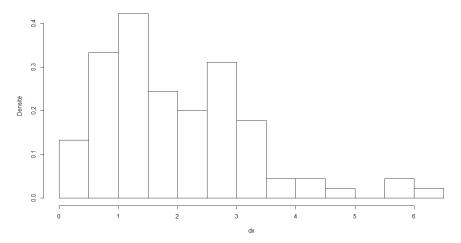


Figure 4 – Histogramme des incréments de l'intervalle  $\delta=0.8$ 

A l'aide du librairie MASS :  $(a;b) = \left(\frac{\alpha}{\delta};\beta\right) = (2.843101;1.140354)$  où  $(\alpha,\beta)$  sont les paramètres estimés par MASS. Le code est mis à l'annexe (3.7).

Un test rapide de Kolmogorov-Smirnov nous donne p-value=0.8651934, indiquant le modèle est acceptable.

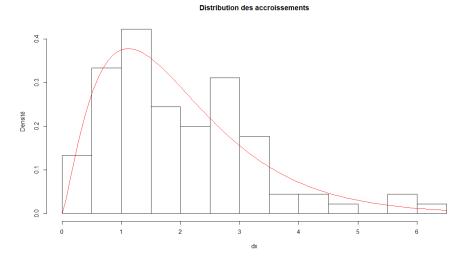


FIGURE 5 — Histogramme et la courbe de densité estimé des incréments de l'intervalle  $\delta=0.8$ 

D'autant plus, si nous refaisons les calculs ci-dessus avec  $\delta=1.6, 2.4, 3.2, etc.$ , nous voyons les valeurs de a et b ne varient pas trop. Alors, nous choisissons le couple (a,b) avec p le plus grand. ( $\delta$  trop grand réduira nombreux de données, résultant une perte importante de précision)

#### Distribution des accroissements

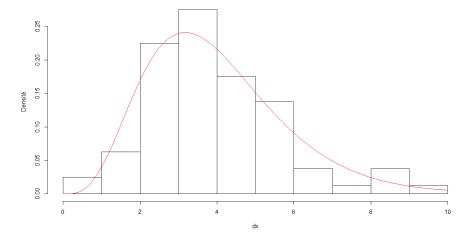


FIGURE 6 – Histogramme et la courbe de densité estimé des incréments de l'intervalle  $\delta=1.6$ 

δ	a	b	p
0.8	2.8431009	1.1403540	0.8651934
1.6	3.0207719	1.2091646	0.9919939
2.4	3.0187497	1.1907719	0.1279252
3.2	2.997763	1.185547	0.300610
4.0	3.5036580	1.4061063	0.6307951

Table 1 – Calcul (a, b) avec différents  $\delta$ 

Au final, 
$$X(t) - X(s) \sim \Gamma(a(t-s), b) \forall t > s > 0$$
 avec 
$$(a,b) = (3.0207719; 1.2091646)$$

#### 2.3 La politique de maintenance basée sur dégradation

Cette politique, outre que  $c_c=1200$  et  $c_p=800$ , introduit ainsi le coût d'inspection répétive  $c_i=10$ .

Soit S la variable aléatoire représentant la date de remplacement; C(S) est le coût de maintenance cumulé à l'instant S, et N(S) le nombre d'inspections depuis la dernière remplacement jusqu'à S.

$$C(S) = c_i N(S) + c_p \mathbb{I}_{\left\{L > X_{N(S)} \ge M\right\}} + c_c \mathbb{I}_{\left\{X_{N(S)} \ge L\right\}}$$

$$\tag{12}$$

Posons  $F_t = \Gamma\left(at,b\right)$  et les instants d'inspections  $t_1,t_2,...,t_{N(S)}$  avec  $t_{j+1}-t_j=\Delta T$ . Puisque  $t_0=0$ , nous aurons  $t_k=k\Delta T$ .

Comme le calcul analytique de C(S) et N(S) devient grossier, nous passons à la méthode Monté Carlo, qui nous permet d'estimer la vraie valeur en répéter un nombre suffisant de simulations.

Le code implémenté se situe à l'annexe 3.8.

#### Algorithme 1 : Mesurer la durée de vie d'un processus

```
Entrées: Le processus p, l'intervalle d'inspection \Delta T, le seuil M
Output: La durée de vie S

1 len \leftarrow longeur de p;

2 si \ p_{len} < M alors

| // La simulation n'est pas suffisante longue

3 | retourner \theta

4 sinon

5 | n_s \leftarrow le dernier index de <math>p tel que p_{n_s} < M;

6 | retourner n_s + 1

7 fin
```

#### Algorithme 2 : Mesurer le coût de maintenance d'un processus

```
Entrées : Le processus p, le seuil M
   Output : Le coût de maintenance C(S)
 1 cout \leftarrow 0;
2 len ← longeur de p;
з si p_{len} \ge M alors
      n_s \leftarrow le dernier index de p tel que p_{n_s} < M;
       // n_s correspond le nombre d'inspection
      cout \leftarrow cout + c_i * n_s;
 5
       // A l'inspection suivante
       si p_{n_s+1} \geq L alors
 6
          // Le système est tombé en panne
          cout \leftarrow cout + c_c;
       sinon
 8
          // Le système fonctionne encore
          cout \leftarrow cout + c_p;
 9
10
       fin
11 fin
   // Le coût est zéro si le niveau de dégradation ne dépasse
       pas encore M
12 retourner cout
```

Bien que le résultat n'est pas stable, nous pouvons arriver à une valeur approximative après plusieurs fois d'appliquer l'algorithme 4 sur l'intervalle  $[0.1,4.1] \times [1,20]$ :

$$(\Delta T^*, M^*, o^*) = (0.1133949, 17.83996, 30.63433)$$

Ce résultat nous semble logique car :

- $\Delta T^*$  faible (et  $c_i$  pas cher) nous permet d'observer mieux et just à temps le système.
- $M^*$  pas trop loin de L va remplacer la plupart de  $c_c$  par  $c_p$  pour économiser.

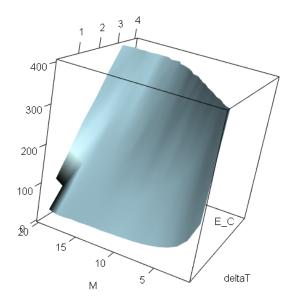
# **Algorithme 3**: Simulation de processus et calculer $\widehat{\mathbb{E}(C)}$

Entrées : L'intervalle d'inspection  $\Delta T$ , le seuil M, le nombre de simulation nSim, le nombre d'inspection maximale nStep

**Output:** La valeur approximative  $\widehat{\mathbb{E}(C)}$ 

- 1 Générer la matrice de l'incréments simStep de taille  $nSim \times nStep$  aux valeurs aléatoires selon la loi  $\Gamma(a\Delta T, b)$ ;
- 2 Calculer la matrice de processus simProc de taille  $nSim \times nStep$  en faisant la somme cumulative de simStep horizontallement;
- 3  $simTime \leftarrow$  les durées de vie de processus en appliquant l'algorithme (1);
- 4  $simCost \leftarrow$  les coûts de processus en appliquant l'algorithme (2);
- 5  $meanSimCost \leftarrow$  la moyenne de tous les coûts non nuls de simCost;
- 6  $meanSimTime \leftarrow$  la moyenne de durée de vie non nuls de simTime;
- 7  $meanCostTime \leftarrow \frac{meanSimCost}{meanSimTime};$ 
  - // Si meanSimCost ou meanSimTime est NaN :  $meanCostTime \leftarrow MAX\_DOUBLE$
- ${f s}$  retourner meanCostTime

FIGURE 7 – Représentation graphique de E(C)



```
Algorithme 4 : Optimiser la politique de maintenance basée sur dégradation
```

```
Entrées: [L_{\Delta T}, U_{\Delta T}] l'intervalle de recherche de \Delta T, [L_M, U_M]
                     l'intervalle de recherche de M,\, \tau tolérance, d_{\Delta T} nombre de
                     points à évaluer pour \Delta T, d_M nombre de points à évaluer
                     pour M, e_{\Delta T} ratio de réduction sur l'intervalle de \Delta T, e_M
                     ratio de réduction sur l'intervalle de M
    Output: \Delta T^*, M^* et o^* valeur objective optimale
    // Suivre le principe de diachotomie
 1 tant que \left(\frac{L_{\Delta T} - U_{\Delta T}}{d_{\Delta T}}\right)^2 + \left(\frac{L_M - U_M}{d_M}\right)^2 \geqslant \tau faire
          // Evaluer
          I_{\Delta T} \leftarrow l'ensemble de d_{\Delta T} points égaux-distances de [L_{\Delta T}, U_{\Delta T}];
 \mathbf{2}
          I_M \leftarrow l'ensemble de d_M points égaux-distances de [L_M, U_M];
          Z \leftarrow résultats d'appliquer l'algorithme 3 pour chaque point sur la
 4
           grille I_{\Delta T} \times I_M;
          // Chercher le minimum
          (i^*, j^*) \leftarrow l'indice de premier minimum de Z;
 5
          \Delta T^* \leftarrow l'élément i^*-ième de I_{\Delta T};
 6
          M^* \leftarrow l'élément j^*-ième de I_M;
 7
          o^* \leftarrow Z_{i^*,j^*};
 8
          // Ajuster la nouveau zone de recherche au tour du
               minimum actuel
         l_{\Delta T} \leftarrow L_{\Delta T} - U_{\Delta T};
 9
          l_M \leftarrow L_M - U_M;
10
         L_{\Delta T} \leftarrow \min\left(\Delta T^* + \frac{l_{\Delta T}}{d_{\Delta T}}, L_{\Delta T}\right);
U_{\Delta T} \leftarrow \max\left(\Delta T^* - \frac{l_{\Delta T}}{d_{\Delta T}}, U_{\Delta T}\right);
11
         L_M \leftarrow \min\left(M^* + \frac{l_M}{d_M}, L_M\right);
         U_M \leftarrow \max \left(M^* - \frac{l_M}{d_M}, U_M\right);
15 fin
16 retourner (\Delta T^*, M^*, o^*)
```

### 3 Annexe

#### 3.1 L'importation de données de pannes

```
1  pannes = read.csv(
2     file = "FailureTimes_5.csv",
3     header = TRUE,
4     sep = ",",
5     dec = ".",
6     colClasses = c("NULL", NA)
7  )
8     scale = 1000
9     data = pannes$Heures / scale
10  N = length(data)
```

#### 3.2 Le premier histogramme de distribution de pannes

```
hist(
    data,
    breaks = 40,
    probability = TRUE,
    xlab = "Date de pannnes (mille heures)",
    ylab = "Densité",
    main = "Premier histogramme"
)
```

# 3.3 Estimer le mixage de la loi Exponentielle et Gamma

```
1 # Fitting mixture of Exp and Gamma
   # Algorithm EM
   # Initialisation
   k = 2 # number of components
p = c(0.5, 0.5)
  lambda = 1
alpha = 10
beta = 2
f = list(
6
7
10
       '1' = function(x) {
11
            dexp(x, rate = lambda)
12
        '2' = function(x) {
13
            dgamma(x, shape = alpha, rate = beta)
14
16
20
21 h_theta = hist(
     breaks = 40,
23
24
     probability = TRUE,
25
     main = "Mixage de la loi Exponentielle et Gamma",
xlab = "Dates de panne (mille d'heures)",
     ylab = "Densité"
28
29
30
     f_{theta}(x),
     add = TRUE,
col = "violet",
31
32
     from = min(h_theta$mids),
33
     to = max(h_theta$mids)
35
36 epsilon = list(
        alpha = 1e-4,
theta = 1e-4
37
38
```

```
39|)
     zeta = matrix(
  40
         Ο,
 41
           nrow = k,
          ncol = N
  43
 44 )
 45 # Norm
 46 normVec = function(x) sqrt(sum(x^2))
 47 # New value
48 p_new = p
      alpha_new = alpha
 50 beta_new = beta
 51
     lambda_new = lambda
     repeat {
    ## E Step
 52
 53
           # Calculate each proba
 54
           for (1 in 1:k) {
 56
                zeta[1,] = p[[1]] * f[[1]](data)
 57
           # Normalize proba
zeta = t(t(zeta) / rowSums(t(zeta)))
 58
 59
           ## M step
 60
            # Lambda
 62
           lambda_new = sum(zeta[1,]) / sum(zeta[1,] * data)
 63
            # Alpha
 64
           c = log(sum(zeta[2,] * data) / sum(zeta[2,])) - sum(zeta[2,] * log(data))
           / sum(zeta[2,])
alpha_new = 0.5 / c
alpha_temp = 0
 65
  67
           repeat {
                 alpha_temp = 1 / (1 / alpha_new + (log(alpha_new) - digamma(alpha_new
) - c) / (alpha_new^2 * (1 / alpha_new - trigamma(alpha_new))))
if (abs(alpha_temp - alpha_new) < epsilon$alpha) {</pre>
 68
 69
 70
                      break
  71
                 } else {
 72
                     alpha_new = alpha_temp
 73
 74
75
           alpha_new = alpha_temp
  76
  77
           beta_new = alpha_new * sum(zeta[2,]) / sum(zeta[2,] * data)
           for (l in 1:k) {
    p_new[[1]] = mean(zeta[1,])
  79
 80
 81
 82
           if (normVec(c(alpha, beta, lambda, p[[1]], p[[2]]) - c(alpha_new, beta_
    new, lambda_new, p_new[[1]], p_new[[2]])) < epsilon$theta) {</pre>
                 break
 85
           } else {
                alpha = alpha_new
 86
                 beta = beta_new
lambda = lambda_new
 87
 88
                p = p_new
 90
 91 }
 92 # Final value update
93 alpha = alpha_new
      beta = beta_new
 94
 95 lambda = lambda_new
 96 p = p_new
97 # Illustration final
98 f_theta = function(x) {
99 p[[1]] * f[[1]](x) + p[[2]] * f[[2]](x)
100 }
101 h_theta = hist(
       data,
probability = TRUE,
main = "Mixage de la loi Exponentielle et Gamma",
xlab = "Dates de panne (mille d'heures)",
ylab = "Densité"
)
109 curve (
```

# 3.4 Optimiser le coût moyenne sur une durée de temps

```
1 # Finding optimal t_0
2 # Given F_theta
   c_c = 1200
   c_p = 800
 5 \mid E_{C_S} = function(x)  {
        (c_c - c_p) * F_theta(x) + c_p
 6
7
 8 \mid E_S = function(x) {
        x - integrate(F_theta,0,x)$value
11
   E_C = function(x) {
12
        E_C_S(x) / E_S(x)
13 }
14 o = optimize(
15 E_C,
        c(min(data), max(data)),
17
18 )
   d = seq(
19
             min(data),
20
21
             max(data),
23
24
25
26
    plot(
        lapply(
27
             d,
E_C
29
        main = "Coût moyenne sur une durée de temps",
xlab = "t_0",
ylab = "",
type = "1"
30
31
32
33
```

## 3.5 Importer les valeurs de dégradation

```
# Import degradation
table = read.csv(

file = "DegradLevel_2.csv",
    header = TRUE,
    sep = ",",
    dec = "."

7 )

8 scale = 1000
9 time = c(0, table$Temps / scale)
10 nbProcess = length(table) - 2
11 process = matrix(
    ,
    nrow = nbProcess,
    ncol = 1 + length(table[[3]])
5 )
6 for (i in 1:nbProcess) {
```

```
17 | process[i,] = c(0, table[[i + 2]]) # degrad = 0 at t = 0 18 | }
```

### 3.6 Premiers traçes de dégradation

```
1 # Plot process curves
 2 L = 20
3 # Colormap
 3
    library(RColorBrewer)
    color = brewer pal(nbProcess, "Paired")
# First process
    plot(
          NULL,
 8
          type = "n",
main = "Traçe de dégradation du système",
xlim = c(min(time), max(time)),
xlab = "Temps (mille heures)",
ylim = c(0, L),
ylab = "Niveau de dégradation"
 9
10
11
12
13
15
16
    17
           lines(
               x = time,
18
                 y = process[i,],
19
                type = "s",
col = color[[i]],
lwd = 2
20
21
22
23
24 }
```

#### 3.7 Estimation de paramètres de dégradations

```
## Estimate parameters for process
   lag = 2
delta = 0.8 * lag
   d = t(diff(t(process), lag))
   # Concatenate into one vector
increments = vector(
    mode = "numeric",
 8
         length = length(d)
 9
   )
10 | n = dim(d)[[1]]
11 | 1 = dim(d)[[2]]
12 for (i in 1:n) {
13 increments[((i - 1) * 1 + 1):(i * 1)] = d[i,]
14 }
15 # Filter out NA values
16 increments = increments[!is.na(increments)]
17
    # Histogram
   hiso_degrad = hist(
18
19
         increments,
20
         breaks = 10,
         probability = TRUE,
main = "Distribution des accroissements",
xlab = "dx",
ylab = "Densité"
21
22
23
24
26
    # Estimate gamma distribution
   library(MASS)
estim = fitdistr(
27
28
29
         increments,
30
          dgamma,
31
         list(
              shape = 1,
rate = 1
32
33
34
35 )
36 # Draw estimated density
```

```
37 \mid a = estim\$estimate[[1]] / delta
38 | b = estim$estimate[[2]]
39
   curve(
       dgamma(x, a * delta ,b),
        add = TRUE,
col = "red"
41
42
43 )
   # Kolmogorov-Smirnov test
44
45
   test = ks.test(increments, "pgamma", a * delta, b)
   c(delta, a, b, test$p.value) # Print values
48 \mid f = function(x, t)  {
       dgamma(x, shape = a * t, rate = b)
49
50 }
51
   F = function(x, t) {
    pgamma(x, shape = a * t, rate = b)
54 }
   # Generator
56 rG = function(n, t) {
    rgamma(n, shape = a *t, rate = b)
58
```

### 3.8 Optimisation de maintenance basée sur dégradations

```
# Monte carlo to optimize degradation
     set.seed(2019)
 3
    L = 20
    cost = c(10, 800, 1200) # Inspection, Preventive, Corrective C_S = function(
     ) {
 9
           c = 0
           p = p[!is.na(p)]
10
          p - p[:Is.na(p)]
len = length(p)
if (p[[len]] >= M) {
    n_s = length(p[p < M]) # Last index before >= M
    c = c + cost[[1]] * n_s # Inspection
    if (p[[n_s + 1]] >= L) {
        c = c + cost[[3]] # Corrective
} else {
11
12
13
14
15
16
17
                        c = c + cost[[2]] # Preventive
18
19
21
           return(c)
22
23
24
    S = function(
           p,
deltaT,
25
26
27
    ) {
          p = p[!is.na(p)]
len = length(p)
if (p[[len]] < M) return(0)
else return(length(p[p < M]) + 1)</pre>
28
29
30
31
    E_C = function(
           deltaT,
          M,
nSim = 200,
35
36
           nStep = 40,
silence = TRUE
37
38
     ) {
40
           simStep = matrix(
                 rG(nSim * nStep, deltaT),
nrow = nSim,
ncol = nStep
41
42
43
44
           simProc = t(apply(
45
46
                  t(simStep),
```

```
47
               2.
 48
               cumsum
 49
          ))
 50
          # Count cost
 51
          simCost = apply(
 52
               t(simProc),
               2,
C_S,
 53
 54
 55
               М
 56
 57
          # Count time
 58
          simTime = apply(
 59
               t(simProc),
               2,
 60
 61
               S.
 62
               deltaT,
 63
 64
 65
          meanSimCost = mean(simCost[simCost > 0])
meanSimTime = mean(simTime[simTime > 0])
meanCostTime = 0
 66
 67
 68
          if (is.nan(meanSimCost) || is.nan(meanSimTime)) meanCostTime = .Machine$
               double.xmax
 69
          else meanCostTime = meanSimCost / meanSimTime
 70
          # For debug purpose
 71
          if (!silence)
               cat(
  "dT =", deltaT,
 72
 73
                    "d1 =", dettar,

"M =", M,

"mCost =", meanSimCost,

"mTime =", meanSimTime,

"mCostTime =", meanCostTime,
 74
 75
 76
77
                     "\n"
 78
 79
               )
 80
         return(meanCostTime)
 81 }
 82
     # Optimize
 83
     optim_degrad = function(
         lower_deltaT,
upper_deltaT,
 84
 85
 86
          lower_M,
 87
          upper_M,
 88
          tol = 1e-2,
          div_deltaT = 5,
 89
          div_M = 5,
cut_deltaT = 2,
cut_M = 2
 90
 91
 92
    ) {
 94
          deltaT = 0
          M = 0
obj = 0
 95
 96
          while ((((upper_deltaT - lower_deltaT) / div_deltaT)^2 + ((upper_M -
lower_M) / div_M)^2) >= tol^2) {
  interval_deltaT = seq(lower_deltaT, upper_deltaT, length.out = div_
 97
 98
                     deltaT)
               99
100
101
                    "\n")
102
103
                Z = outer(
104
                     interval_deltaT,
                     interval_M,
105
                    Vectorize(É_C)
106
107
               )
               # First minimum position
posMin = arrayInd(which.min(Z), dim(Z))
deltaT = interval_deltaT[[posMin[[1]]]]
108
109
110
111
               M = interval_M[[posMin[[2]]]]
               112
113
114
115
116
                    "\n")
117
                # Adjust zone of optimize
```

```
1_deltaT = upper_deltaT - lower_deltaT
1_M = upper_M - lower_M
upper_deltaT = min(deltaT + l_deltaT / cut_deltaT, upper_deltaT)
lower_deltaT = max(deltaT - l_deltaT / cut_deltaT, lower_deltaT)
upper_M = min(M + l_M / cut_M, upper_M)
lower_M = max(M - l_M / cut_M, lower_M)
118
119
120
121
122
123
124
               return(list(
    deltaT = deltaT,
125
126
                      M = M,
obj = obj
127
128
129
               ))
130 }
131 # Illustration

132 interval_deltaT = seq(0.1, 4.1, 0.5)

133 interval_M = seq(1, 20, 1)

134 Z = outer(
135
               interval_deltaT,
136
               interval_M,
Vectorize(E_C)
137
138 )
139
       library(rgl)
       persp3d(
140
               interval_deltaT,
141
142
               interval_M,
143
               Ζ,
               xlab = "deltaT",
ylab = "M",
zlab = "E_C",
144
145
146
               zlim = c(0, 400),
col = "lightblue"
147
148
149 )
rgl.snapshot(filename = "img/E_C_degrad.png")
```

# Références

[1] Minka, Thomas P. (2002). "Estimating a Gamma distribution" https://tminka.github.io/papers/minka-gamma.pdf