

Analyse de la Maintenabilité Opérationnelle dans le cas d'un taux de Réparation Variable par la Méthode de Maximum de Vraisemblance : Application aux Pompes de la Station de Captage de N'djili

KAYALA KINDENGE Teddy*

Paper History

Received : July 05, 2019

Revised : April 20, 2020

Accepted : May 25, 2020

Published : July 27, 2020

Keywords

Operational maintainability, repair rate, Weibull, likelihood, mean time to repair, FMECA.

ABSTRACT

Analysis of the operational maintainability in the case of a variable repair rate by the method of maximum likelihood: application to the pumps of the N'djili catchment station

This article presents an analysis of the operational maintainability in the case of a variable repair rate going through an analytical rather than a graphical parameter estimation. The choice of the unambiguously variable rate law is not always easy, we opted for a Weibull law which has the advantage of also being able to model, under some conditions, one of the cases of distribution of technical repair time more frequent namely the log-normal law, and which lends itself well to the comparison with the laws of extreme values entering in the example chosen in the literature for comparison between calculated maintainability parameters and parameters obtained on the graphical paper of Gumbel. The hypothesis acceptance test used is the Kolmogorov-Smirnov test. The application on the pumps of the N'djili station is based on a FMECA analysis and provides parameters and curves after exploiting technical repair times.

Département de Génie mécanique, Faculté Polytechnique, Université de Kinshasa, République Démocratique du Congo.

* Corresponding author, e-mail: teddykayala@gmail.com

INTRODUCTION

La maintenabilité [KOLARIK, 1989] est une caractéristique précisant la facilité et la rapidité avec lesquelles un système peut être remis en un état de fonctionnement normal avec une fiabilité correspondant à son âge [CHAPOUILLE, 2004]. DHILLON [2006] souligne l'importance accrue de cette notion au regard de coûts et indisponibilités induits. Par ailleurs, il faut distinguer la maintenabilité intrinsèque [MENYE, 2009] qui est construite en phase de conception, de la maintenabilité prévisionnelle qui est également construite mais à partir de l'objectif de disponibilité, et enfin la maintenabilité opérationnelle [GIGOT et al., 2014] qui est mesurée à partir des historiques d'intervention [BELLAOUAR, 2014].

Le concept de maintenabilité ne peut s'appliquer qu'à du matériel réparable. Trois types de facteurs entrent dans sa caractérisation à savoir ceux liés à l'équipement comme

l'aptitude au démontage, ceux liés au constructeur comme la facilité d'obtention de pièces de rechanges et ceux liés à la maintenance comme la préparation et la formation du personnel. Les principaux paramètres de ladite caractérisation sont la moyenne des temps techniques de réparation ainsi que le taux de réparation. Suivant l'hypothèse faite pour la loi de distribution statistique de temps techniques de réparation, l'on a un estimateur pour chacun de paramètres. Le taux de réparation est défini comme le rapport entre la fonction densité de probabilité et le complémentaire de la fonction de maintenabilité, et il est généralement variable et croissant dans le temps, signifiant que plus une action de maintenance progresse dans le temps, plus il est probable qu'elle se termine rapidement comme le précise CHAPOUILLE [2004] qui fait constater en outre qu'on suppose souvent ce taux comme étant constant pour faciliter les calculs.

L'hypothèse d'invariabilité du taux de réparation impose une loi de maintenabilité exponentielle qui n'est pas pourtant

la plus fréquente dans la pratique [DHILLON, 2006]. BELLAOUAR [2014] souligne par ailleurs que la distribution log-normale, qui est la plus fréquente [DHILLON, 2006], peut être modélisée par une loi de Weibull à deux paramètres. L'analyse de la maintenabilité peut se faire graphiquement comme par exemple par exploitation du papier graphique de Gumbel pour une loi de valeurs extrêmes [BELLAOUAR, 2014] ou analytiquement à l'instar de la méthode de maximum de vraisemblance qui consiste à établir une fonction analytique dite de vraisemblance, sur base de la fonction densité de probabilité, dont les variables sont les paramètres qu'on veut estimer, de sorte que le maximum de ladite fonction s'obtient aux estimateurs cherchés. La méthode de maximum de vraisemblance présente l'avantage de fournir un estimateur sans biais, efficace, convergent et robuste [LANNOY et PROCACCIA, 1994], ce qui fait qu'elle soit généralement préférée aux autres méthodes analytiques dont par exemple la méthode de moments et la méthode de moindres carrés. MORICE [1968], PERREAUET BOBEE [1992] l'ont utilisée pour l'estimation de la loi de fiabilité de Weibull à deux paramètres.

Cet article aborde l'analyse de la maintenabilité opérationnelle dans le cas où le taux de réparation est variable dans le temps, en utilisant comme méthode d'estimation de paramètres de maintenabilité la méthode analytique de maximum de vraisemblance sur un modèle de loi de maintenabilité de Weibull. Dans la suite, nous faisons une application aux pompes de la station de captage de N'djili.

MATERIEL ET METHODES

Aspects Mathématiques de la Maintenabilité

La fonction de maintenabilité exprime la probabilité qu'une intervention ait une durée inférieure à un temps donné et est donnée par la relation suivante :

$$M(t) = \int_0^t g(t) dt = Prob(TTR < t) \quad (1)$$

Avec :

- $M(t)$: la fonction de maintenabilité
- t : la variable temps en heures
- $g(t)$: la fonction densité de probabilité du temps de réparation.
- TTR : le temps technique de réparation (le temps mis pour la remise en état de bon fonctionnement) en heures

On définit par ailleurs deux paramètres caractérisant la maintenabilité à savoir :

- La moyenne de temps techniques de réparation [FAZIO et al., 2001; DONG ZHOU, 2012] qui est l'espérance mathématique de la durée et est donnée par la relation suivante :

$$MTTR = \int_0^{+\infty} t * g(t) dt \quad (2)$$

- Le taux de réparation qui indique la probabilité qu'une réparation se termine rapidement sachant qu'elle s'est terminé dans le délai précédemment et il est donné par l'expression ci-après :

$$\mu(t) = \frac{g(t)}{1-M(t)} \quad (3)$$

Avec : $\mu(t)$: le taux de réparation en fonction du temps

En considérant la relation (3) définissant le taux de réparation, la fonction de maintenabilité définie à la relation (1) peut être écrite de la manière suivante :

$$M(t) = \int_0^t g(t) dt = 1 - e^{-\int_0^t \mu(t) dt} \quad (4)$$

Pour le cas où le taux de réparation est constant l'expression de la fonction de maintenabilité donnée par la relation (4) prend la forme suivante :

$$M(t) = 1 - e^{-\mu t} \quad (5)$$

Dans le cas où il est variable, DHILLON [2006] mentionne une liste de lois possibles dont celle de Weibull et auquel cas la fonction de maintenabilité est donnée par la relation suivante :

$$M(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\theta}} \quad (6)$$

Avec :

- θ : le paramètre de forme (elle est sans unité ; sa valeur est caractéristique de la forme de la courbe de densité de probabilité) ;
- α : le paramètre d'échelle (elle s'exprime en unités de temps ; sa modification entraîne des variations proportionnelles).

Methode du Maximum de Vraisemblance (Mmv)

Soit à estimer un paramètre θ d'une loi de distribution statistique sur base des observations t_1, t_2, \dots, t_n de la variable aléatoire temps. On définit la vraisemblance $L(t_1, t_2, \dots, t_n; \theta)$ comme la probabilité d'observer les durées t_1, t_2, \dots, t_n pour une valeur donnée du paramètre θ . La méthode du maximum de vraisemblance consiste à prendre pour estimateur du paramètre θ la valeur de θ qui rend maximale la vraisemblance.

Pour une analyse de fiabilité, la fonction de vraisemblance est donnée par l'expression suivante [PERREAUET BOBEE, 1992] :

$$L(t_1, t_2, \dots, t_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(t_i, \theta) \quad (7)$$

Avec :

- t_1, t_2, \dots, t_n : les temps de défaillances observés
- $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_r)$: le vecteur de paramètres recherchés.
- $f(t_i, \theta)$: la fonction densité de probabilité de défaillances

Si $L(t, \theta)$ est dérivable et si le maximum de la fonction de vraisemblance existe en $\hat{\theta}$, alors il satisfait l'équation suivante :

$$\frac{\partial L(t_1, \dots, t_n; \theta_1, \dots, \theta_r)}{\partial \theta_i} \Big|_{\theta_i=\widehat{\theta}_i} = 0 \quad (8)$$

Ou sous-forme logarithmique par l'équation ci-après :

$$\frac{\partial \ln(L(t_1, \dots, t_n; \theta_1, \dots, \theta_r))}{\partial \theta_i} \Big|_{\theta_i=\widehat{\theta}_i} = 0 \quad (9)$$

Avec $i = 1, \dots, r$

Application de la MMV à la Loi de Maintenabilité de Weibull

La loi de maintenabilité de Weibull est une loi statistique qui permet de modéliser le type de distribution le plus fréquemment rencontré à savoir la distribution log-normale tout en se prêtant bien à la méthode du maximum de vraisemblance. Son expression est donnée par la relation (6).

La relation (7) suppose la connaissance de la fonction densité de probabilité qui est définie comme la dérivée temporelle de la fonction maintenabilité et qui peut se déduire comme suit pour une loi de maintenabilité de Weibull :

$$g(t) = \frac{dM(t)}{dt} = \frac{d[1 - e^{-(\frac{t}{\alpha})^\theta}]}{dt} = -\frac{d[e^{-(\frac{t}{\alpha})^\theta}]}{dt} \quad (10)$$

Avec :

- θ : le paramètre de forme
- α : le paramètre d'échelle

L'expression (10) donne finalement la relation ci-après :

$$g(t) = \frac{\theta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\theta-1} e^{-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^\theta} \quad (11)$$

L'application de la relation (7) pour la vraisemblance sur la fonction densité de probabilité donnée à la relation (11) conduit à la relation suivante :

$$L(t_1, t_2, \dots, t_n; \alpha, \theta) = \prod_{i=1}^n g(t_i, \alpha, \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\theta}{\alpha} \left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^{\theta-1} e^{-\left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\theta} \quad (12)$$

En introduisant le logarithme népérien dans chacun de membres de la relation (12), on obtient la relation suivante :

$$\ln L(t_1, t_2, \dots, t_n; \alpha, \theta) = n \ln(\theta) - n \ln(\alpha) - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\theta + (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) \quad (13)$$

En faisant la dérivée partielle membre à membre de l'expression (13) par rapport au paramètre d'échelle α , on obtient successivement les relations suivantes :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} &= -\frac{n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n (-\theta) \alpha^{-\theta-1} t_i^\theta + (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \frac{-t_i^\theta}{\alpha^2} = \\ &= -\frac{n}{\alpha} + \sum_{i=1}^n \frac{\theta t_i^\theta}{\alpha^{\theta+1}} - (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \frac{1}{\alpha} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} = -\frac{n\theta}{\alpha} + \sum_{i=1}^n \frac{\theta t_i^\theta}{\alpha^{\theta+1}} \quad (15)$$

De même, en faisant la dérivée partielle membre à membre de l'expression (13) par rapport au paramètre de forme θ , on obtient la relation suivante :

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\theta \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) + \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) \quad (16)$$

Les estimateurs des paramètres d'échelle α et de forme θ sont ceux qui rendent maximale la fonction de vraisemblance dans sa forme à la relation (13). Cela signifie qu'ils sont les solutions du système d'équations ci-dessous :

$$\begin{cases} \frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} = 0 \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0 \end{cases} \quad (17) \quad (18)$$

En portant les expressions (15) et (16) dans le système d'équations (17) et (18), ce dernier prend la forme suivante :

$$\begin{cases} \frac{n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n \frac{t_i^\theta}{\alpha^{\theta+1}} = 0 \\ \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\theta \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) + \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) = 0 \end{cases} \quad (19)$$

$$\begin{cases} \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{t_i}{\alpha}\right)^\theta \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) + \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t_i}{\alpha}\right) = 0 \end{cases} \quad (20)$$

Le système d'équations (19) et (20) peut être résolu par approximations successives [MORICE, 1968] avec des valeurs de départ suivant des indications de LLOYD et LIPOW [1962].

RESULTATS

Première application : estimation de paramètres de maintenabilité analytiquement en lieu et place d'une approche graphique.

Estimation Analytique

BELLAOUAR [2014] présente et traite par la méthode graphique de Gumbel un cas d'un module dont les temps techniques de réparation (TTR) sont repris sur le Tableau 1 et considère une loi de valeurs extrêmes (LVE) de maintenabilité dont l'expression est donnée par la relation suivante :

$$M(t) = e^{-e^{-a(t-u)}} \quad (21)$$

Avec :

- a : l'inverse de la pente sur le papier fonctionnel de Gumbel ;
- u : le paramètre de localisation sur le papier fonctionnel de Gumbel.

Le modèle de loi de maintenabilité de Weibull a été appliqué à ce cas pour comparer, après validation préalable du modèle par un test d'adéquation, les résultats concernant les valeurs de la MTTR (espérance mathématique) et de probabilités associées à la MTTR.

Suivant [LLOYD et LIPOW, 1962], il a été pris pour valeur initiale de θ celle obtenue en égalant la moyenne expérimentale de l'échantillon à sa valeur théorique dans l'échantillon suivant la relation ci-dessous :

$$\frac{\sum t_i}{n} = \left(\frac{\sum t_i^\theta}{n}\right)^{\frac{1}{\theta}} * \Gamma\left(1 + \frac{1}{\theta}\right) \quad (22)$$

Tableau 1. Temps, Technique de Réparation (TTR) [BELLAOUAR, 2014]

Ordre <i>i</i>	TTR (heures)
1	3,4
2	3,6
3	4,3
4	4,5
5	4,8
6	5,5
7	5,9
8	6,4
9	6,8
10	7,3
11	8
12	8,5
13	9
14	9,7
15	10,3
16	11,5
17	12,7
18	13,9
19	16

Avec :

- Γ est la fonction gamma dont les valeurs peuvent être obtenues à l'annexe B;
- t_i les différents temps techniques de réparation

Avec les données du **Tableau 1**, la relation (22) donne l'égalité suivante :

$$8 = \left(\frac{\sum t_i^\theta}{19} \right)^{\frac{1}{\theta}} * \Gamma \left(1 + \frac{1}{\theta} \right) \quad (23)$$

Pour $\theta = 2$ on obtient respectivement les valeurs suivantes pour les deux facteurs du second membre de l'équation (23) :

$$\left(\frac{\sum t_i^\theta}{19} \right)^{\frac{1}{\theta}} = \frac{1}{19} * (\sum t_i^2)^{\frac{1}{2}} = 8,74200387 \quad (24)$$

Et

$$\Gamma \left(1 + \frac{1}{\theta} \right) = \Gamma \left(1 + \frac{1}{2} \right) = \Gamma(1,5) = 0,9027 \quad (25)$$

Portant les résultats (24) et (25) dans (23), on obtient le résultat (26) ci-dessous :

$$\left(\frac{\sum t_i^\theta}{19} \right)^{\frac{1}{\theta}} * \Gamma \left(1 + \frac{1}{\theta} \right) = 7,89140629 \quad (26)$$

qui est proche de 8.

Ainsi donc la valeur initiale de θ est 2 et avec Newton-Raphson sous calculateur par approximations successives, on obtient les valeurs ci-après pour θ et α :

$$\theta = 2,5 \text{ et } \alpha = 8,25 \quad (27)$$

Et il s'ensuit que l'expression (6) de la loi de maintenabilité peut s'écrire sous la forme suivante :

$$M(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{8,25}\right)^{2,5}} \quad (28)$$

Test d'adéquation de Kolmogorov Smirnov

Le test de Kolmogorov Smirnov est un test d'hypothèse qui permet de voir, pour un échantillon de durées observées, si l'on peut accepter l'hypothèse d'une loi de distribution à un certain risque de se tromper exprimé en %. On classe les durées (**Tableau 2**), on calcul ensuite la fonction statistique M d'une part par la formule (6) et d'autre part par la formule (29) de rang ci-dessous :

$$M(i) = \frac{i-0,3}{N+0,4} \quad (29)$$

N étant la taille de l'échantillon et i l'ordre d'observation

puis on dégage les différences point par point entre les valeurs prises par la fonction statistique M et enfin on accepte l'hypothèse si la plus grande de ces différences est inférieure à la valeur lue sur le papier du test à l'annexe A.

Cette dernière donne 0,3014 pour $N = 1$; on a 9 au risque de 5% de se tromper et comme $0,08986814 < 0,3014$, on accepte donc l'hypothèse d'une distribution de Weibull au risque de 5 %.

Deuxième application : Analyse de la maintenabilité de pompes de la station de N'djili.

Une analyse AMDEC (Analyse de Modes de Défaillances, de leurs Effets et de leurs Criticités) réalisée sur les pompes de la station de captage de N'djili a donné les résultats de criticité (**Tableau 3**) qui indiquent les organes à suivre de près sur ces équipements, à savoir les roulements, les coussinets et les chemises d'arbre.

Il a été procédé à l'analyse de la maintenabilité de ces pompes, qui sont de même type et même fabricant KSB, avec les temps techniques de réparation relevés pour les pannes relatives à ces organes.

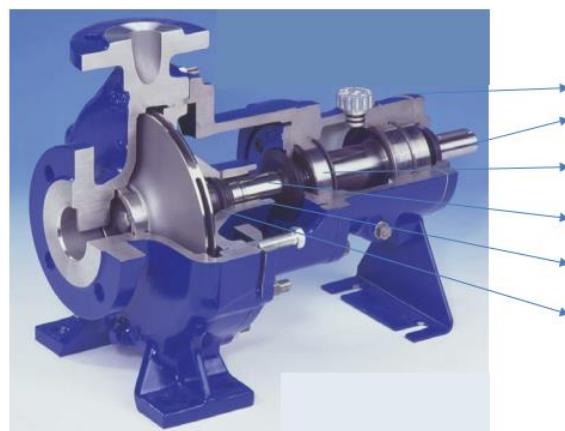
AMDEC de Groupes motopompes de captage KSB

Les organes en décomposition fonctionnelle sont : le palier à roulements, la roue, l'arbre, la chemise d'arbre, la garniture, le palier à coussinets et le bâti de la pompe. La **Figure 1** donne une vue écorchée d'une pompe centrifuge KSB.

Tableau 2. Test de Kolmogorov-Smirnov

Ordre <i>i</i>	M(<i>i</i>)	TTR (heures)	M(t _{<i>i</i>})	Delta M
1	0,036082474	3,4	0,103300178	0,0672177
2	0,087628866	3,6	0,118193677	0,03056481

Ordre <i>i</i>	M(<i>i</i>)	TTR (heures)	M(<i>t_i</i>)	Delta M
3	0,139175258	4,3	0,178091739	0,03891648
4	0,190721649	4,5	0,197267359	0,00654571
5	0,242268041	4,8	0,227564775	-0,0147033
6	0,293814433	5,5	0,304335218	0,01052078
7	0,345360825	5,9	0,351120992	0,00576017
8	0,396907216	6,4	0,411423185	0,01451597
9	0,448453608	6,8	0,460326053	0,01187244
10	0,5	7,3	0,521212877	0,02121288
11	0,551546392	8	0,603847269	0,05230088
12	0,603092784	8,5	0,659550339	0,05645756
13	0,654639175	9	0,71148286	0,05684368
14	0,706185567	9,7	0,776641072	0,0704555
15	0,757731959	10,3	0,824767076	0,06703512
16	0,809278351	11,5	0,899146487	0,08986814
17	0,860824742	12,7	0,947143969	0,08631923
18	0,912371134	13,9	0,974895294	0,06252416
19	0,963917526	16	0,994689106	0,03077158



1 : Roue ; 2 : garniture ; 3 : chemise d'arbre ;

4 : palier à roulements ; 5 : arbre ; 6 : carter

Figure 1. Système pompe centrifuge KSB [KSB, 2005]*Analyse pour chaque organe critique*

Les TTR relevés pour chaque organe critique sur les historiques disponibles par le service de maintenance sont présentés dans le Tableau 4. Par approximations successives, on obtient les valeurs dans le Tableau 5 pour les paramètres d'échelle α et de forme θ .

Tableau 3. AMDEC de pompes de captage KSB de la station de N'djili

Organe	Fonction	Mode de défaillance	Cause de la défaillance	Effet de la défaillance	Non détection	F	G	N	C	Observation
Bâti de la pompe (goujons)	Support de la pompe	Déformation, desserrage	Vibration	Détérioration de paliers	Visuel	1	2	2	4	Réparation
Coussinet	Guidage de l'axe	Grippage de bagues, usure, blocage	Défaut d'alignement des arbres, vibration, usure	Augmentation de vibrations, arrêt de la pompe	Non visuel	2	4	3	24	Changement de coussinets
Roulement à rouleaux cylindriques	Guidage de l'axe	Blocage, écaillement, usure	Défaut d'alignement des arbres, vibration, usure	Augmentation de vibrations, arrêt de la pompe	Non visuel	2	4	3	24	Changement de roulements
Arbre	Transmission du mouvement de rotation	Déformation, grippage	Usure, mauvais alignement, corrosion	Usure de paliers, mauvais alignement, arrêt de la pompe	Vibration	1	4	2	8	Réparation ou changement de l'arbre

Organes	Fonction	Mode de défaillance	Cause de la défaillance	Effet de la défaillance	Non détection	F	G	N	C	Observation
Roue	Augmentation de la vitesse du fluide	Erosion du matériau, perçage des aubes	Pression à l'aspiration très faible, nature du fluide véhiculé et matériau constitutif de la roue	Cavitation, chute de performances de la pompe (diminution de la hauteur manométrique, du débit et du rendement)	Vibration	1	3	3	9	Changement de la roue
Tampons d'accouplement	Liaison entre la pompe et le moteur	Usure	Mauvais alignement des arbres	Arrêt de la pompe	Visuel	1	2	2	4	Changement de tampons d'accouplement
Bourrage à tresse	Etanchéité de la pompe, empêchement de fuites du liquide vers l'extérieur	Usure des faces et des joints	Cavitation, mauvaise qualité d'eau et d'huile	Arrêt de la pompe	Visuel	1	4	2	8	Changement de garnitures mécaniques
Chemise d'arbre	Protéger l'arbre contre l'usure par frottement sur les garnitures mécaniques	Déformation, glissement	Usure	Fuites de liquide aux bourrages, baisse de performances de la pompe, arrêt de la pompe	Non visuel	2	4	3	24	Changement de la chemise d'arbre

Tableau 4. TTR relevés pour chaque module

TTR / roulements (heures)	TTR / coussinets (heures)	TTR / chemises d'arbre (heures)
4,18	9,25	4,75
1,72	7,8	7,6
8	2,73	1,45
9,35	10,25	11,75
14,8	5,5	9,5
3	11,1	3,12
10,45	12,4	15,1
5	15,85	22,8
5,9	4,3	6,1
12,75	6,2	
6,8	8,5	
	7	
	13,5	

Tableau 5. Résultat de paramètres calculés de maintenabilité

Paramètres/loi	Roulements	Coussinets	Chemises d'arbre
α	9,47 h	10,35	10,9
θ	1,5	2,36	1,37
$MTTR = \Gamma\left(\frac{\theta + 1}{\theta}\right)\alpha$	8,55	9,2	9,97
$M(t)$	$1 - e^{-(\frac{t}{9,47})^{1,5}}$	$1 - e^{-(\frac{t}{10,35})^{2,36}}$	$1 - e^{-(\frac{t}{10,9})^{1,37}}$
$g(t) = \frac{dM(t)}{dt}$	$0,16\left(\frac{t}{9,47}\right)^{0,5} e^{-(\frac{t}{9,47})^{1,5}}$	$0,23\left(\frac{t}{10,35}\right)^{1,36} e^{-(\frac{t}{10,35})^{2,36}}$	$0,13\left(\frac{t}{10,9}\right)^{0,37} e^{-(\frac{t}{10,9})^{1,37}}$
$[\mu(t)] = \frac{g(t)}{1-M(t)}$	$0,16\left(\frac{t}{9,47}\right)^{0,5}$	$0,23\left(\frac{t}{10,35}\right)^{1,36}$	$0,13\left(\frac{t}{10,9}\right)^{0,37}$

Les courbes obtenues de $M(t)$ et $\mu(t)$ sont données sur les Figures 2, 3 et 4 avec les temps en abscisses en heures.

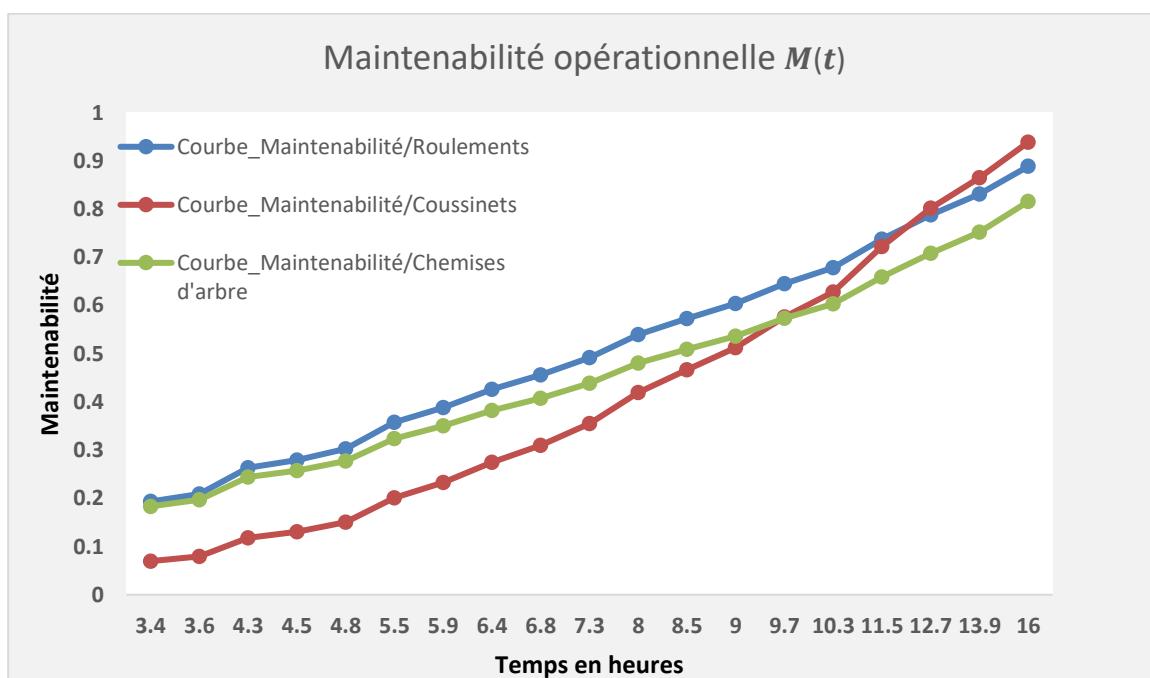


Figure 2. Courbes de maintenabilité

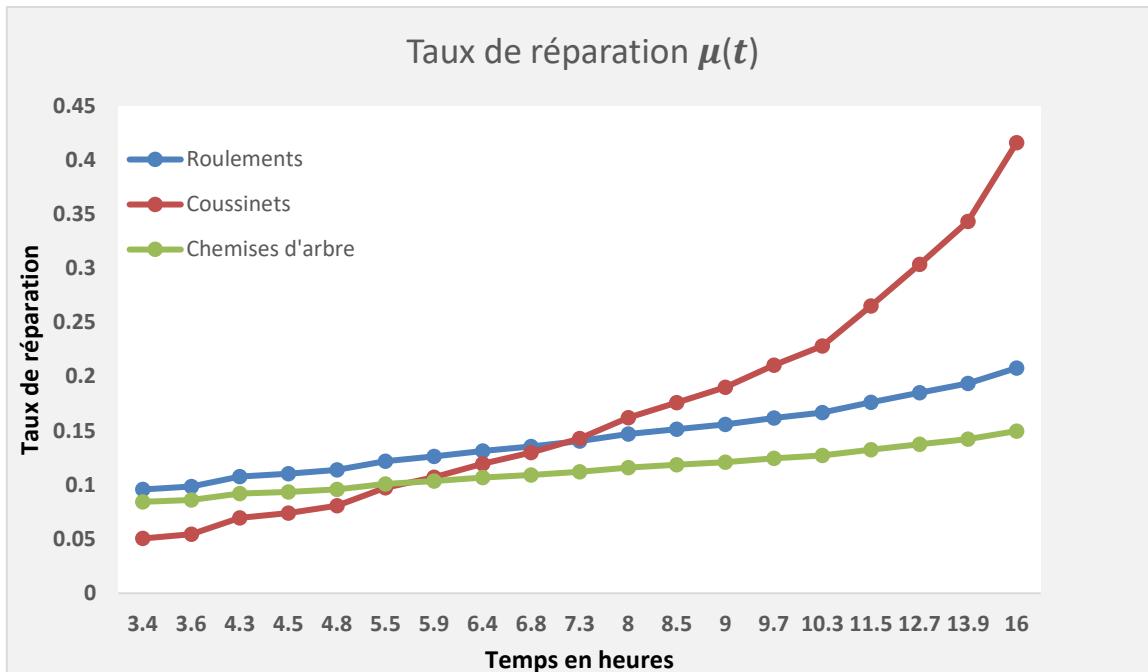


Figure 3. Courbes de taux de réparation

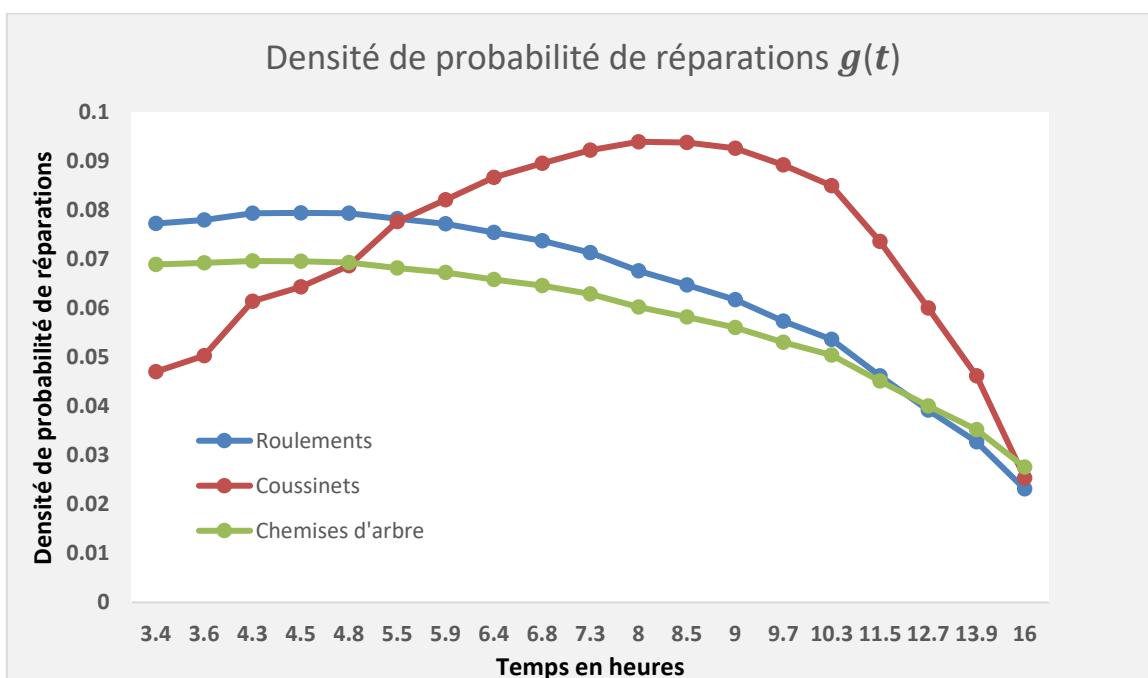


Figure 4. Courbes de densité de probabilité de réparation

DISCUSSION

L'analyse de résultats est effectuée ici pour chacune des applications faites précédemment, la première desdites applications étant axée sur une comparaison à une approche graphique d'analyse de la maintenabilité et la seconde étant orientée vers l'étude de la maintenabilité de pompes KSB de la station de captage de N'djili.

BELLAOUAR [2014] trouve, pour la moyenne de temps techniques de réparation et la probabilité associée à cette moyenne, les valeurs suivantes :

$$MTTR = u + \frac{0,5778}{a} = 7,64 \text{ heures}$$

avec $a = 0.27$ et $u = 5,5 \text{ heures}$

$$M(7,64) = e^{-e^{-0,27(7,64-5,5)}} = 0,57$$

Avec « Weibull », les valeurs suivantes ont été trouvées pour la moyenne de temps techniques de réparation et la probabilité associée à cette moyenne:

$$MTTR = A\alpha = \Gamma\left(\frac{\theta+1}{\theta}\right)\alpha = 0,8873 * 8,25 = 7,32 \text{ heures}$$

les valeurs de la fonction Γ sont présentées en annexe (Annexe B).

$$M(7,32) = 1 - e^{-\left(\frac{7,32}{8,25}\right)^2} = 0,52$$

Il ressort un faible écart sur les résultats pour la *MTTR*, soit : $\frac{7,64-7,32}{7,64} = 0,04$ soit 4 %

Il ressort également un faible écart sur les résultats pour les probabilités associées à la *MTTR*, soit :

$$\frac{0,57-0,52}{0,57} = 0,08 \text{ soit } 8 \%$$

Sur la Figure 2, on constate que la probabilité que la pompe soit remise en état avant un temps $t < 9,7$ heures est la plus élevée quand il s'agit d'une intervention sur les roulements et la moins élevée en cas d'intervention sur les coussinets ;

Pour $9,7 \text{ heures} < t$, on assiste à un chevauchement de chances de réparation pour les coussinets d'abord sur les chances au cas de chemises d'arbre puis sur celles au cas de roulements.

Ce chevauchement peut être vu comme un effet conséquent de l'allure du taux de réparation (Figure 3) qui, déjà à partir de $t = 7,3$ h (bien avant 9,7 h), est la plus élevée pour les coussinets.

L'allure de la courbe de $g(t)$ pour les coussinets (paramètre de forme : $\theta = 2,36$) (Figure 4) soutient le fait que pour $2 < \theta < 3$, « Weibull » peut modéliser « log-normale ».

Regardant les temps techniques de réparation de KADI et GANA [2014], on note pour la pompe de leur étude :

- Une durée comprise entre 7 et 12 h pour le changement de roulement contre une plage de 1,72 à 12,75 h pour les pompes de N'djili;
- Une moyenne de temps techniques de réparation de l'ordre de 14,55 h contre une moyenne de temps techniques de réparation maximale de 9,97 h pour les pompes de N'djili qui s'avèrent être réparées relativement plus rapidement presque comme la pompe étudiée par BERREHAIL [2017] qui présente une moyenne de temps techniques de réparation de l'ordre de 8 h.

Les moyennes de temps techniques de réparation obtenues pour chacun des organes avoisinent en moyenne la valeur de 9 h qui vaut quasiment tout un shift (soit de 8 h à 17 h) de travail et l'on voit clairement l'implication de la maintenabilité sur l'indisponibilité de l'équipement sur la durée de tout un shift.

On déduit de ce qui précède que, pour assurer une bonne disponibilité de pompes centrifuges de la station de N'djili, il faut réduire dans la mesure du possible la probabilité d'apparition des pannes [THE DEPARTMENT OF THE U.S. ARMY, 1976; ABOU et al., 2004; BENKHATTOU, 2012; DJEBALA, 2015; BACHIR et al., 2017] en faisant la promotion d'une maintenance préventive systématique de ces équipements.

CONCLUSION

Le taux de réparation est en toute généralité variable et la loi de Weibull peut être utilisée pour une analyse quantitative de

la maintenabilité moyennant évidemment une validation par test d'adéquation.

Reprenant les temps techniques de réparation traités sous la distribution LVE au papier graphique de Gumbel, le test de Kolgomorov-Smirnov conclut une acceptation d'hypothèse d'une distribution de Weibull sous un risque de 5 % et les écarts constatés au niveau de résultats obtenus sont de 4 % sur les MTTR et de 8 % sur les probabilités associées aux MTTR.

Les calculs de maintenabilité pour les pompes de la station de captage de N'djili ont concerné les organes déclarés critiques après analyse AMDEC qui sont les roulements, les coussinets et les chemises d'arbre.

Les résultats découlant de l'analyse de ces pompes présentent des moyennes de temps techniques de réparation de l'ordre d'un shift (soit 9 h environ) et orientent ainsi vers une nécessité de promotion de la maintenance préventive systématique de ces équipements pour assurer leur disponibilité. Cette dernière tâche demande une étude de fiabilité en complément à celle faite dans ce travail et rentre dans ses perspectives d'avenir.

RESUME

Cet article présente une analyse de la maintenabilité opérationnelle dans le cas d'un taux de réparation variable en passant par une estimation de paramètres plutôt analytique que graphique. Le choix de loi à taux variable sans ambiguïté n'étant pas toujours facile, on a opté pour une loi de Weibull qui a l'avantage de pouvoir aussi modéliser, dans certaines conditions, un des cas de distribution de temps techniques de réparation les plus fréquents à savoir la loi log-normal, et qui se prête bien à la comparaison aux lois de valeurs extrêmes entrant dans l'exemple choisi dans la littérature pour comparaisons entre paramètres de maintenabilité calculés et paramètres obtenus sur le papier graphique de Gumbel. Le test d'acceptation d'hypothèse utilisé est celui de Kolgomorov-Smirnov. L'application sur les pompes de la station de captage de N'djili part d'une analyse AMDEC et fournit des paramètres et des courbes après exploitation des temps techniques de réparation.

Mots clés

Maintenabilité opérationnelle, taux de réparation, Weibull, moyenne de temps techniques de réparation, AMDEC.

REFERENCES

- ABBOU R., SIMEU-ABAZI Z., DI MASCOLO M. [2004]. Atelier de maintenance intégré dans un système de production : conception et évaluation des performances. Journal Européen des Systèmes Automatisés 38(1-2), 197-233.
- BACHIR K., YOUSSEF B., ISMAIL B. [2017]. Maintenance Optimizing of Production Systems by Reliability: Different Methods Applied. The open Automation and Control Systems journal 9(1). <https://doi.org/10.2174/187444301709010048>

- BELLAOUAR A.** [2014]. Fiabilité, Maintenabilité, Disponibilité. Université Constantine 1.
- BENKHATTOU A.** [2012]. Analyse et diagnostic des pompes industrielles (Etude de cas au niveau de HENKEL Ain Temouchent). Mémoire de Master, Université de Tlemeen, Algérie.
- BERREHAIL ILYES** [2017]. Analyse FMD de la pompe centrifuge FLOWSERVE ME300/450 'T07'. Mémoire de Master, Université Badji-Mokhtar-Annaba, Algérie.
- CHAPOUILLE P.** [2004]. Maintenabilité. Maintenance. Techniques de l'Ingénieur T4 305.
- DHILLON B.S.** [2006]. Maintainability, Maintenance, and Reliability for Engineers. CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9781420006780>
- DJEBALA A.** [2015]. Optimization of Maintenance Policy in industrial Field: Case Study. Design and Modeling of Mechanical Systems – II, p. 169-178. https://doi.org/10.1007/978-3-319-17527-0_17
- DONG ZHOU** [2012]. A system's MTTR Allocation Method Based on the Time Factors. Advanced Materials Research 430, p. 1910-1913. <https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/AMR.430-432.1910>
- FAZIO V., FIRPO P., SAVIO S.** [2001]. Effect of MTTF and MTTR statistical uncertainty on mission dependability for power electronics equipped systems. IEEE International Symposium on Industrial Electronics Proceeding (Cat. No. 01 TH8570) 2, p. 1339-1344. <https://doi.org/10.1109/ISIE.2001.931676>
- GIGOTS., LYONNET P., TOSCANO R.** [2014]. Maintenabilité opérationnelle : Propositions de prise en compte des facteurs pénalisants dans l'estimation du MTTR. 19^e congrès de Maîtrise des Risques et Sécurité de Fonctionnement, Dijon. <https://doi.org/10.4267/2042/56077>
- KADI M., GANA D.E.** [2014]. Etude et amélioration FMD d'une motopompe centrifuge. Mémoire de Master Professionnel, Université Kasdi-Merbah de Ouargla, Algérie.
- KOLARIK W.J.** [1989]. Reliability and Maintainability tradeoff study for repetitive electromagnetic launch systems. IEEE Transactions on Magnetics 25 (1), p. 300-305. <https://doi.org/10.1109/20.22554>
- KSB AKTIENGESELLSCHAFT** [2005]. Détermination de pompes centrifuges. Zentrale Communication (V5), D-67225 Frankenthal (Pfalz), Allemagne.
- LANNOY A., PROCACCIA H.** [1994]. Méthodes avancées d'analyse des bases de données du retour d'expérience industriel. Editions Eyrolles.
- LLOYD D.K., LIPOW M.** [1962]. Reliability, management, methods and mathematics. Prentice Hall, New Jersey, U.S.A.
- MENYE J.B.** [2009]. Validation de la Maintenabilité et de la Disponibilité en conception d'un système multi-composants. Thèse de doctorat, Université de LAVAL, Québec.
- MORICE E.** [1968]. Quelques problèmes d'estimation relatifs à la loi de Weibull. Revue de statistique appliquée, tome 16, n°3, p. 43-63.
- PERREAULT L. et BOBEE B.** [1992]. Loi de Weibull à deux paramètres. Propriétés mathématiques et statistiques. Estimation des paramètres et des quantiles X_T de période de retour T. Rapport Scientifique No 351, Université du Québec.
- THE DEPARTMENT OF THE U.S. ARMY** [1976]. Maintainability Engineering Theory and Practice. AMC Pamphlet No. AMCP 706-133, Headquarters U.S. Material Command, Alexandria.



This work is in open access, licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License. The images or other third party material in this article are included in the article's Creative Commons license, unless indicated otherwise in the credit line; if the material is not included under the Creative Commons license, users will need to obtain permission from the license holder to reproduce the material. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>