REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

C. CHEVALIER
P. DEHEUVELS
A. LANNOY

Deux exemples d'estimation de la fiabilité de matériels à partir d'informations fournies par les maintenances corrective et préventive

Revue de statistique appliquée, tome 40, n° 2 (1992), p. 77-90
<http://www.numdam.org/item?id=RSA_1992__40_2_77_0>

© Société française de statistique, 1992, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Revue de statistique appliquée » (http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (http://www.numdam.org/conditions). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM
Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
http://www.numdam.org/

Rev. Statistique Appliquée, 1992, **XXXX** (2), 77-90

DEUX EXEMPLES D'ESTIMATION DE LA FIABILITÉ DE MATÉRIELS A PARTIR D'INFORMATIONS FOURNIES PAR LES MAINTENANCES CORRECTIVE ET PRÉVENTIVE

CHEVALIER C.*, DEHEUVELS P.**, LANNOY A.***

** Stagiaire de thèse au Groupe Retour d'Expérience (EDF/DER)*
*** Professeur à l'Université Pierre & Marie Curie – LSTA*
4, Place Jussieu – 75252 PARIS CEDEX 05 – FRANCE
**** Responsable du Groupe Retour d'Expérience – EDF/DER*
25, Allée Privée, Carrefour Pleyel – 93206 SAINT-DENIS – FRANCE

RÉSUMÉ

Cet article décrit une méthode de calcul de la fiabilité d'un système ou d'un matériel, dont les composants connaissent des lois d'évolution de la fiabilité différentes. Cette méthode de fiabilité classique constitue une analyse élaborée des données de défaillances issues du Système de Recueil de Données de Fiabilité (le SRDF) et des fichiers historiques des tranches nucléaires à eau sous pression. Elle est appliquée à deux exemples, l'un concernant l'évaluation de la fiabilité globale d'une tranche à partir des défaillances critiques au sens de la sûreté, l'autre concernant des procédures d'aide à la maintenance préventive.

1. Introduction

Différentes banques de données permettent de mémoriser l'expérience acquise lors de l'exploitation des tranches à eau sous pression 900 MW et 1300 MW. Le Système de Recueil de Données de Fiabilité (SRDF), en particulier, contient l'ensemble des défaillances apparues sur des matériels relatifs à la sûreté des tranches, défaillances qu'il convient d'analyser afin de mieux connaître et comprendre le comportement et les phénomènes de dégradation observés sur les systèmes et matériels. Des méthodes ont donc été mises au point afin :

– d'identifier et caractériser les dégradations,

– de mettre au point des approches probabilistes de la durée de vie des composants, des matériels ou des systèmes sensibles,

– d'évaluer l'impact des pratiques de maintenance sur la sûreté ou sur la disponibilité.

Cet article est un exemple d'utilisation de telles méthodes. Dans le paragraphe 2, la méthode est brièvement décrite. Le paragraphe 3 soulève les difficultés inhérentes au traitement des données. Le paragraphe 4 propose une première

application de la méthode à des matériels relatifs à la sûreté. Le paragraphe 5 montre l'intérêt des méthodes développées pour l'aide à la maintenance préventive des matériels.

2. Présentation succincte de la méthode

Si un système (ou un matériel) est formé de matériels ou de composants indépendants, la défaillance d'un de ses composants peut éventuellement conduire à la défaillance du matériel ou n'avoir aucun effet apparent si, par exemple, le matériel est en attente. Les deux outils habituellement utilisés pour décrire l'architecture du système sont le diagramme de fiabilité et l'arbre des défaillances. Ces deux représentations sont très souvent utilisées dans la conception des systèmes. On associe généralement un taux de défaillance constant à chaque matériel (ou à chaque composant) et la fiabilité est calculée à partir de combinaisons de taux de défaillance.

La fiabilité d'un ensemble de n composants montés en parallèle s'écrit :

$$R(t) = 1 - \prod_{i=1}^{n} (1 - Ri(t))$$

si $R(t)$ est la fiabilité de cet ensemble à l'âge t, et $Ri(t)$ est la fiabilité à l'âge t du composant i monté en parallèle.

Si les n composants sont en série (dans ces conditions, la défaillance de l'un entraîne la défaillance de l'ensemble), la fiabilité résultante devient :

$$R(t) = \prod_{i=1}^{n} Ri(t)$$

La méthode utilisée dans cet article repose sur ces deux concepts. De plus, son originalité réside dans la prise en compte de taux de défaillance constants ou non constants (c'est-à-dire décroissants (période de jeunesse) ou croissants (période d'usure) avec l'âge).

Les lois de fiabilité ne sont donc plus seulement des lois exponentielles (à taux de défaillance constant) mais aussi des lois de Weibull ou des lois Gamma, ayant la propriété de représenter toute la vie d'un matériel ou d'un composant (périodes de jeunesse, de vie utile et de dégradation). La loi de fiabilité résultante est souvent très complexe. Le seul cas simple correspond à des composants ayant une loi de fiabilité identique. Il convient alors :

– soit de garder une distribution numérique de la fiabilité,

– soit de rechercher une loi analytique (de Weibull ou Gamma) s'ajustant à cette distribution numérique.

Dans ce second cas, une discrétisation sur un intervalle de temps correspondant à la période de collecte permet cet ajustement d'une distribution de probabilité classique, sur les valeurs calculées de $R(t)$.

Le schéma de la figure 1 explique la démarche utilisée.

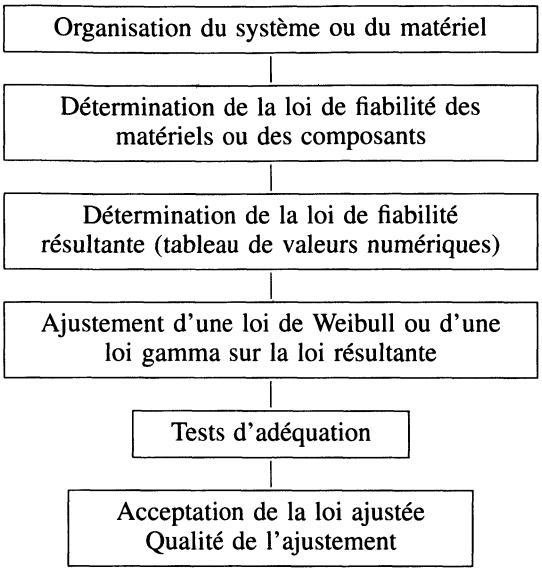

FIGURE 1
Schéma de principe de la méthode

3. Le problème des données

Les données sont extraites de plusieurs banques de données de retour d'expérience :

– d'une part, le SRDF, qui contient l'ensemble des défaillances observées sur les matériels relatifs à la sûreté des tranches (550 matériels suivis/tranche, environ),

– d'autre part, les fichiers historiques des tranches, dans lesquels sont consignées non seulement les défaillances observées, mais aussi toutes les opérations de maintenance préventive effectuées sur les matériels.

Examinons la figure 2 qui correspond à un cas concret : la réfection systématique d'un composant est faite, au titre de la maintenance préventive, à chaque arrêt pour rechargement de la tranche.

Les données de fiabilité générées par cette figure 2 sont :

$D_1^* = (R_1 - MSI)$: donnée censurée à droite du fait de la maintenance préventive
$D_2^* = (R_2 - R_1)$: donnée censurée à droite
$D_3 = (T_1 - R_2)$: donnée de défaillance
$D_4^* = (R_3 - T_1)$: donnée censurée à droite, du fait de la maintenance préventive
$D_5 = (T_2 - R_3)$: donnée de défaillance
$D_6^* = (R_4 - T_2)$: donnée censurée à droite, du fait de la maintenance préventive

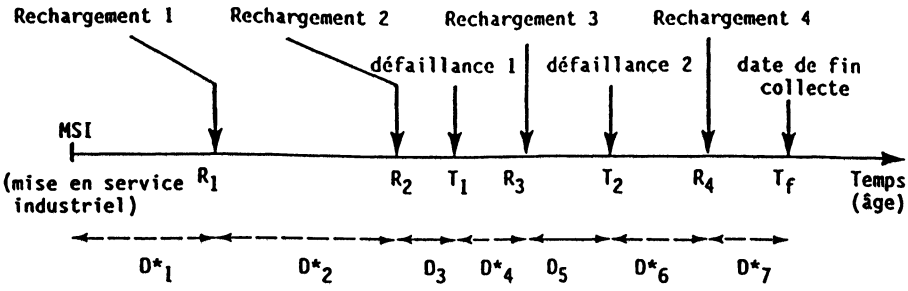

FIGURE 2
Intégration de la maintenance systématique d'un composant à chaque rechargement

$D_7^* = (T_f - R_4)$: donnée censurée à droite, correspondant à la fin de la période d'observation

Il y a donc deux types de données :

- les observations effectives : les défaillances,
- les données censurées à droite, ou tronquées, qui correspondent :
  . soit aux opérations de maintenance préventive,
  . soit à la fin de l'observation.

Cette simple figure montre l'importance de la prise en compte des opérations de maintenance préventive dans le calcul de la fiabilité. Ne pas prendre en compte ces opérations fausse, bien évidemment, tout calcul de fiabilité et par conséquent toute détermination d'un taux de défaillance.

Signalons enfin que toute étude de fiabilité de matériel nécessite l'analyse de la défaillance par un expert, avant un quelconque traitement. Cette tâche, difficile à automatiser, est indispensable pour valider les données utilisées dans le calcul des paramètres de fiabilité.

4. Une première application : l'évolution dans le temps de la fiabilité d'une tranche 900 MW

Cet exemple (qui est un cas d'école) concerne l'étude de l'évolution dans le temps de la fiabilité d'une tranche 900 MW.

4.1. La prise en compte des défaillances critiques pour le calcul de la fiabilité globale d'un palier

L'étude ne concerne que les matériels relatifs à la sûreté de la tranche et suppose, de façon pessimiste, que chaque matériel contribue également à la fiabilité de la tranche $R(t)$.

Si l'on pose :

$R_1(t) = R_{GE}(t)$: loi de fiabilité des diesels,

$R_2(t) = R_{PO}(t)$: loi de fiabilité des pompes,

$R_3(t) = R_{VP}(t)$: loi de fiabilité des vannes,

$R_4(t) = R_{BA}(t)$: loi de fiabilité des bâches,

$R_5(t) = R_E(t)$: loi de fiabilité des échangeurs,

$R_6(t) = R_T(t)$: loi de fiabilité des turbines,

tous ces matériels étant des matériels importants pour la sûreté, on a :

$$R(t) = \prod_{i=1}^{6} Ri(t)$$

Notons que ces hypothèses placent tous les matériels sur le même plan. On considère en effet que la défaillance, quelconque, de ces matériels rend la tranche défaillante. Il s'agit donc d'une hypothèse très pessimiste, ne prenant pas en compte les redondances, les temps d'attente, etc...

Les défaillances sont extraites du SRDF, en ne retenant que celles considérées critiques pour la sûreté (*cf.* [1]). La période d'observation correspond à 48 (tranche $\times$ an).

Sur cet échantillon, une seule défaillance de turbine a été constatée. Aucune défaillance n'a été constatée sur les bâches et les échangeurs. On a alors supposé que la fiabilité de ces matériels était idéale, afin de simplifier les calculs et que donc :

$$R_{BA}(t) = R_E(t) = R_T(t) = 1, \text{ quel que soit } t$$

Les lois de fiabilité des autres matériels ont été déterminées en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance (du progiciel SAS [2]) dans le but de déterminer un modèle de Weibull à deux paramètres :

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta}}$$

où β est le paramètre de forme, traduisant la vitesse d'évolution de la dégradation, et η est le paramètre d'échelle.

On a alors le taux de défaillance instantané :

$$\lambda(t) = \frac{\beta}{\eta}\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1}$$

La fonction de vraisemblance s'écrit :

$$\mathcal{L}(\underbrace{t_1 \ldots t_n}_{n \text{ défaillances}}, \underbrace{c_1 \ldots c_m}_{m \text{ censures}}, \beta, \eta) = \prod_{i=1}^{n} f(t_i, \beta, \eta). \prod_{j=1}^{m} R(c_j, \beta, \eta)$$

où f est la densité de probabilité de la loi de Weibull à deux paramètres.

La fonction $\mathcal{L}$ est ensuite maximisée par l'algorithme de Newton-Raphson.

Les résultats sont donnés dans le tableau 1 et représentés sur la figure 3, pour les trois autres types de matériels et pour un palier de tranches 900 MW. 77 défaillances critiques au sens de la sûreté ont été relevées dans le SRDF sur ces matériels pour un échantillon de 48 (tranche $\times$ an). Le temps est l'âge compté à partir de la mise en service industriel, exprimé en jours calendaires.

TABLEAU 1
Valeurs des paramètres

Matériel	β	Borne inférieure de β au niveau de confiance 95%	η (jours calendaires)
Diesels – GE	1,2	0,8	2 835
Pompes – PO	0,9	0,5	9 700
Vannes – VP	0,9	0,5	24 830
Ajustement	1,1	1,0	2 082

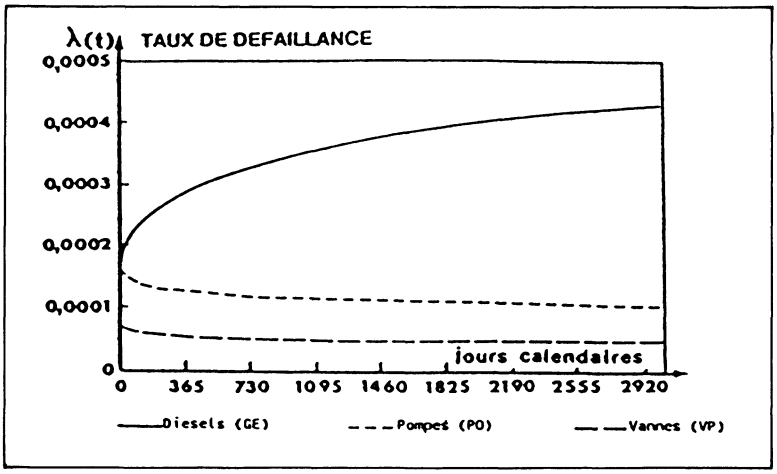

FIGURE 3
Modèles de Weilbull à deux paramètres estimés à partir des données du SRDF pour les diesels, les pompes et les vannes

On constate que le paramètre β est très proche de 1, une légère dégradation est observée sur les diesels, en revanche les pompes et les vannes connaissent une décroissance du taux de défaillance ($\beta < 1$). Sur la courbe de fiabilité globale, ces deux effets se compensent.

La figure 4 montre le produit des lois de distribution, la courbe pleine étant la courbe calculée et la courbe discontinue étant la courbe ajustée. On remarque une faible différence entre ces deux courbes.

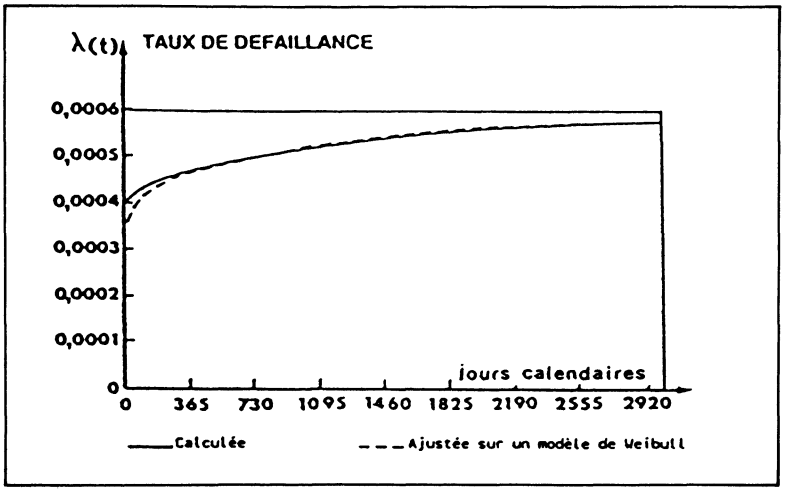

FIGURE 4
Comparaison entre les courbes calculée et ajustée
Fiabilité globale (rappel de l'hypothèse (pessimiste) du calcul : une défaillance d'un matériel relatif à la sûreté conduit à la défaillance de la tranche)

4.2. L'effet du remplacement d'un matériel

En réalité, dans une des tranches étudiées, un diesel a été remplacé, modifiant par conséquent la fiabilité des diesels et celle de la tranche. Les figures 5 et 6 (analogues aux figures 3 et 4) présentent les résultats obtenus. On remarque, à la fin de la période d'observation ($\simeq$ 3000 jours calendaires), une amélioration de l'ordre de 12% de la fiabilité, due à ce remplacement.

Notons que ces méthodes permettent de quantifier les bénéfices (positifs ou négatifs) d'un remplacement ou, de même, de toute opération de modification.

5. Une seconde application – L'effet de la maintenance préventive sur la fiabilité d'un matériel

L'exemple présenté concerne la loi d'évolution de la fiabilité du presse-étoupe (PE), des vannes du système d'injection de sécurité (RIS-VP) de quelques tranches 900 MW. La maintenance systématique du PE est effectuée à chaque rechargement. Le SRDF fournit les données de défaillance et le fichier des statistiques d'exploitation fournit les dates de rechargement des centrales. Deux traitements parallèles sont effectués : l'un détermine la loi de fiabilité du PE

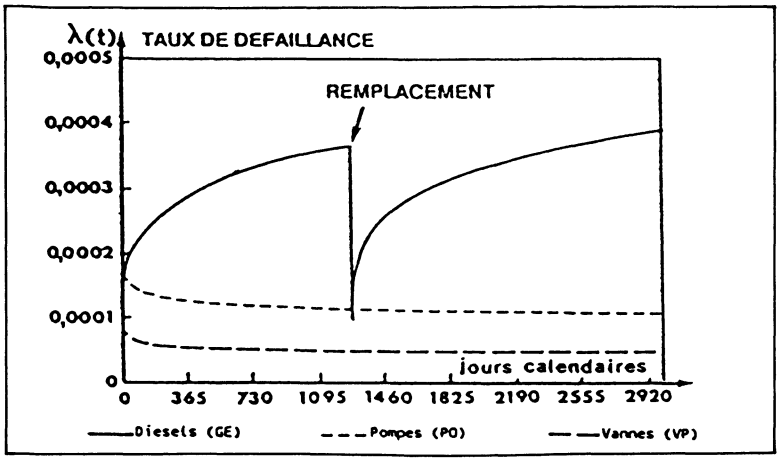

FIGURE 5
Modèle de Weibull à deux paramètres
Effet du remplacement des diesels

pendant les phases de fonctionnement de la tranche sans tenir compte des actions de maintenance réalisées pendant les arrêts de rechargement; l'autre prend en compte la maintenance périodique préventive effectuée pendant ces arrêts de rechargement (maintenance tous les rechargements, en moyenne tous les 415 jours calendaires).

5.1. Les données

Les lois de fiabilité du PE sont ajustées à partir des données de retour d'expérience. Elles sont estimées à partir d'informations de plusieurs natures. Une fuite constatée au niveau du PE constitue une donnée "défaillance". Le remplacement d'un PE sans anomalie, lors d'une maintenance préventive, ou celui d'un PE non défaillant à la date de fin de collecte, constituent des données "censurées" à droite (au sens statistique, c'est-à-dire que la défaillance du composant n'a pas été observée jusqu'à la fin de la période d'observation).

Le tableau 2 donne les caractéristiques des deux échantillons étudiés.

5.2. L'analyse des résultats

Les calculs sont réalisés à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance [2]. Les résultats sont donnés sur la figure 7. Ces calculs supposent que le PE est parfaitement remis à neuf après chaque rechargement. Sur la période d'observation, on constate que le taux de défaillance est représenté par une courbe en dent de scie. La moyenne de $\lambda(t)$ sur cette période est sensiblement égale au taux de défaillance de l'échantillon 1.

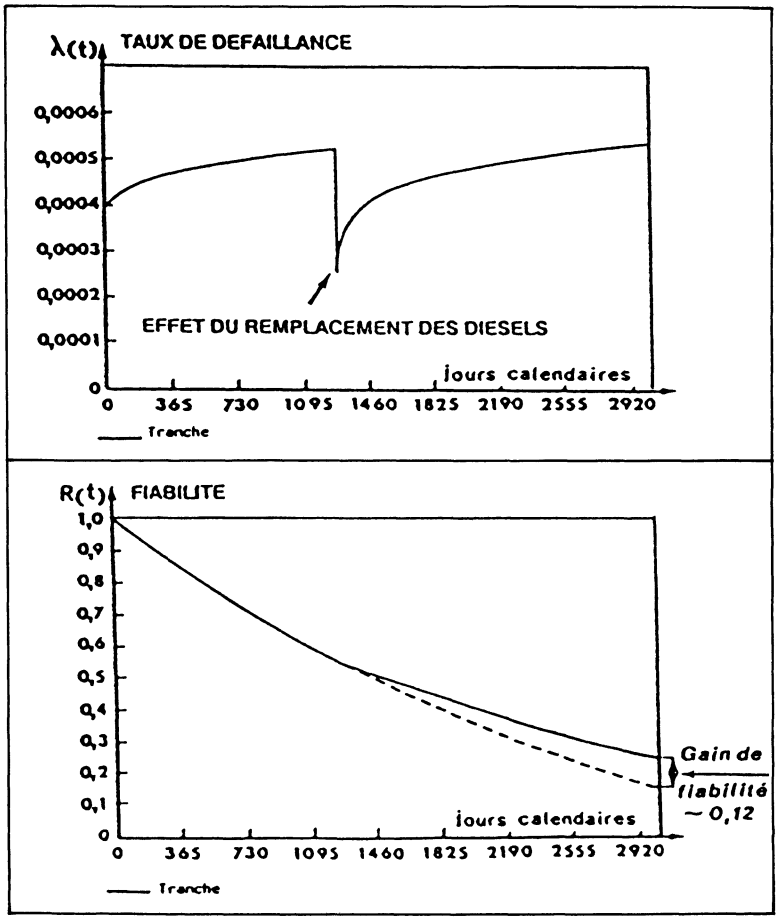

FIGURE 6
Taux de défaillance, fiabilité, amélioration de la fiabilité pour la tranche 900 MW concernée

On conclut que la réfection du PE réinitialise parfaitement le taux de défaillance intrinsèque du presse-étoupe. Ceci veut aussi dire que les actions de maintenance sont effectuées correctement sans être elles-mêmes sources de défaillance.

Le gain de fiabilité apporté par les opérations de maintenance périodique est mesuré par l'écart entre la loi de fiabilité initiale (échantillon n°2) et la loi de fiabilité intégrant la maintenance (échantillon n°1). La probabilité de ne pas avoir de défaillance avec la politique actuelle de maintenance, à chaque arrêt rechargement, est de 0,79 à la fin du second cycle (*cf.* figure 7). Si aucune maintenance n'était réalisée, cette probabilité chuterait à 0,55 (*cf.* la figure 7 au point d'abscisse 830 jours), d'où un gain de fiabilité égal à 0,24.

TABLEAU 2
Caractéristiques des deux échantillons

	Echantillon 1	Echantillon 2
Type de données	Défaillances + données censurées à droite, dues à la fin d'observation	Défaillances + données de maintenance préventive + données censurées à droite, dues à la fin d'observation
Population mère	9 vannes RIS VP suivies depuis la MSI jusqu'au 31.12.86	
	6 tranches 900 MW	5 tranches 900 MW (1 tranche a été écartée)
Données traitées	Censurées : 56 Défaillances : 42 Total : 98	Censurées : 330 Défaillances : 37 Total : 367

Le tracé de ces figures suppose de plus que l'évolution du taux de défaillance intrinsèque du PE peut être extrapolée et que la fiabilité $R(t)$ est observée au temps $t = 0$: en effet, le bon fonctionnement du presse-étoupe à l'âge t dépend de la probabilité conditionnelle de bon fonctionnement dans les âges précédant t.

5.3. Influence de la périodicité de la maintenance préventive

La maintenance préventive de période π a pour effet de remettre à neuf le composant (réinitialisation du taux de défaillance). Le taux de défaillance $\lambda_1(t)$ d'un composant maintenu périodiquement est égal à la moyenne de son taux de défaillance réel $\lambda_2(t)$ (fiabilité initiale ou intrinsèque) sur la période d'observation. Le taux de défaillance $\lambda_1(t)$ prend en compte les effets des remises à neuf séquentielles toutes les périodes π.

$$t \in [0;\ \pi], \lambda_1(t) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \lambda_2(t)dt = \lambda_1$$

Si $\lambda_2(t)$ suit une loi de Weibull, on a :

$$\lambda_1 = \frac{\pi^{\beta-1}}{\eta^{\beta}} \Longrightarrow \frac{d\lambda_1}{d\pi} = (\beta - 1)\frac{\pi^{\beta-2}}{\eta^{\beta}}$$

$d\lambda_1/d\pi$ est la variation de λ_1 en fonction de π, de degré $(\beta - 2)$. Par conséquent :

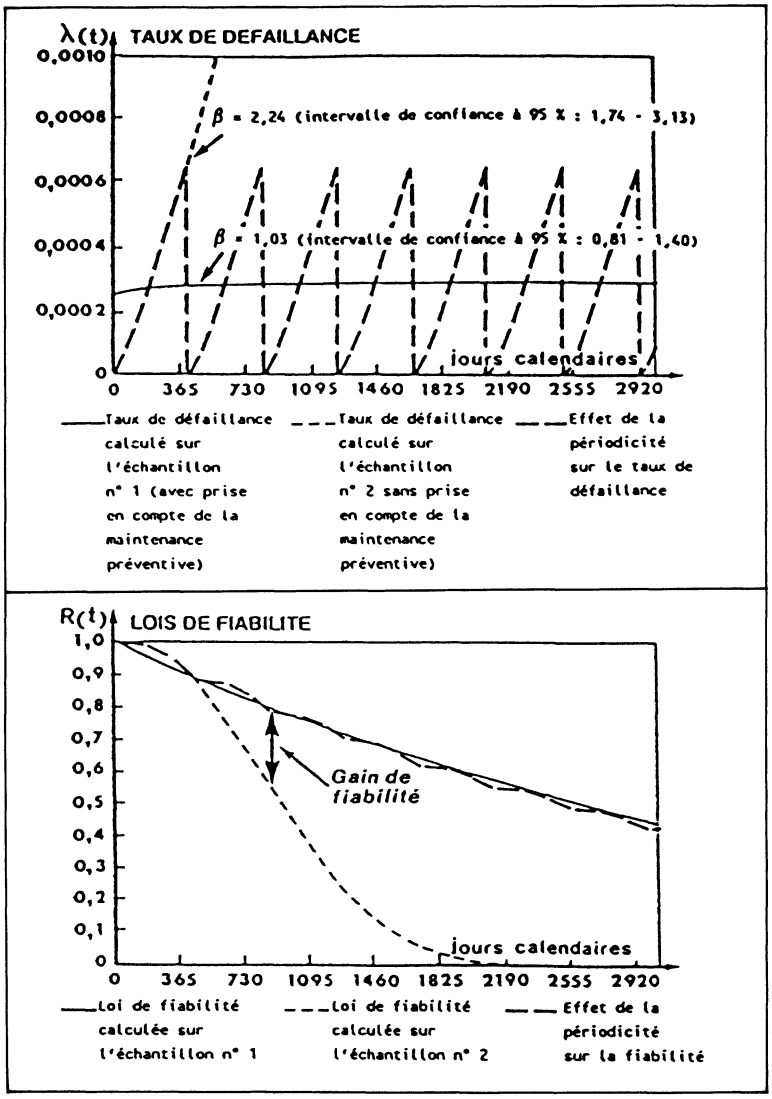

FIGURE 7
Comparaison de la fiabilité des deux échantillons. Prise en compte de l'effet de la maintenance périodique du presse-étoupe au bout de 415 jours

- Si $0 < \beta < 1$, le taux de défaillance est décroissant. Toute opération de maintenance diminue la fiabilité. Il s'agit de la période de jeunesse.
- Si $\beta = 1$, le taux de défaillance est constant, la maintenance préventive n'a aucun effet. Quel que soit l'âge du composant, la probabilité de défaillance est la même.

- Si $\beta = 2$, le taux de défaillance est linéairement croissant, les variations de la période de maintenance sont proportionnelles aux variations de la fiabilité.
- Si $1 < \beta < 2$, tout allongement de la période π produit une variation moindre, de sens opposé, sur la fiabilité. Le composant vieillit légèrement. Un allongement de π provoque une légère augmentation du taux de défaillance λ_1.
- Si $\beta > 2$, l'allongement de la période π produit une variation plus importante de sens opposé sur la fiabilité. Le composant vieillit plus vite que précédemment. Tout allongement de π provoque une augmentation bien plus importante que précédemment du taux de défaillance λ_1.

La loi de fiabilité intrinsèque du PE a un paramètre de forme β égal à 2,24 (*cf.* figure 7). Le cas $\beta > 2$ s'applique donc. L'allongement de la période π de la maintenance préventive produit une variation plus importante de sens opposé sur la fiabilité. Dans le cas particulier du PE, on regarde l'effet d'un doublement de la période entre deux maintenances. Sur la figure 8, les trois courbes illustrent : la fiabilité intrinsèque du PE (qui décroît très rapidement), la fiabilité du PE maintenu à chaque rechargement (au-dessus des deux autres courbes), la fiabilité du PE maintenu tous les deux rechargements. La partie haute de la figure 9 décrit les taux de défaillance du PE. Le taux de défaillance moyen pour un PE maintenu à chaque rechargement est $2,82\ 10^{-4}$ défaillance/jour, tandis que le taux de défaillance moyen pour un PE maintenu tous les deux rechargements est $8,12\ 10^{-4}$ défaillance/jour. Pour un doublement de la période entre deux maintenances, la fiabilité du PE diminue de :

$$65\% = \frac{(8,12 - 2,82) \cdot 10^{-4}}{8,12 \cdot 10^{-4}}$$

Il faut signaler que le doublement peut être accepté. Seule une analyse économique peut en réalité permettre de choisir. Cela dépend du rapport coût de réparation/coût d'indisponibilité du matériel (*cf.* [3]).

6. Conclusion

La méthode, proposée dans cet article, est une méthode d'analyse du retour d'expérience contenu dans les banques de défaillances. Elle estime la fonction de fiabilité d'un matériel et de ses composants, à partir des données de retour d'expérience. Elle s'avère particulièrement utile dans le cadre des procédures d'aide à la maintenance préventive. En effet, elle permet :

– d'identifier aisément les composants critiques,

– de calculer la fiabilité et de mettre en évidence les évolutions défavorables et les dégradations,

– de fournir une aide à la maintenance préventive pour la détermination de périodes optimales entre interventions,

– de quantifier les gains de fiabilité à la suite d'un remplacement ou d'une modification (analyse coût-bénéfice).

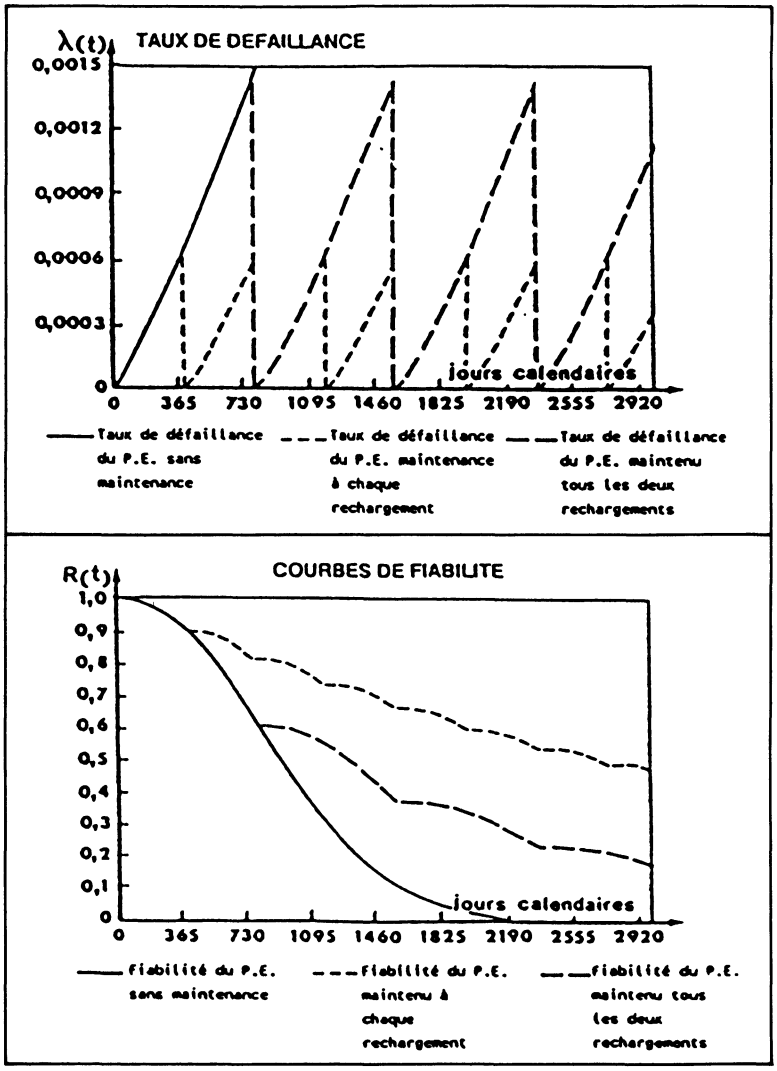

FIGURE 8
Comparaison des diverses politiques de maintenance du PE (aucune maintenance, maintenance tous les rechargements, maintenance tous les deux rechargements)

Toutefois, cette méthode ne peut dispenser :

– d'une part, de la prise en compte des opérations de maintenance préventive, lesquelles contaminent les observations et par conséquent les calculs de taux de défaillance,

– d'autre part, de l'analyse de la défaillance par un expert, opération malheureusement longue, voire fastidieuse et difficilement automatisable.

Références bibliographiques

[1] AUPIED J.R., LANNOY A., MESLIN T., ZANETTI H., Operation experience feedback contribution to probabilistic safety analysis. Congrès NUCSAFE, AVIGNON, Octobre 1988.

[2] SAS user's guide = statistics, Version 5, 1985.

[3] CHEVALIER C., HAVART J., LANNOY A., LYONNET P. Choix d'une politique de maintenance préventive à partir d'une banque de données de fiabilité.
7ème Colloque International de Fiabilité et de Maintenabilité. BREST, 18-22 Juin 1990.