USURE DES COMPOSANTS ELECTRONIQUES DANS LES ESTIMATIONS DE FIABILITE

André Cabarbaye, Roland Laulheret

▶ **To cite this version:**

André Cabarbaye, Roland Laulheret. USURE DES COMPOSANTS ELECTRONIQUES DANS LES ESTIMATIONS DE FIABILITE. Congrès Lambda Mu 21, " Maîtrise des risques et transformation numérique : opportunités et menaces ", Oct 2018, Reims, France. hal-02066344

HAL Id: hal-02066344
https://hal.science/hal-02066344

Submitted on 13 Mar 2019

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

USURE DES COMPOSANTS ELECTRONIQUES DANS LES ESTIMATIONS DE FIABILITE

WEAR OF ELECTRONIC COMPONENTS IN RELIABILITY ANALYSES

André Cabarbaye
Cab Innovation / CNES
3 rue de la Coquille
31500 Toulouse
contact@cabinnovation.com

Roland Laulheret
CNES
18, avenue Edouard Belin
31401 Toulouse
Roland.Laulheret@cnes.fr

Résumé

Cette communication porte sur la prise en compte de l'usure des composants électroniques dans les estimations de fiabilité. Illustrée par des exemples, elle détaille les différents aspects de l'estimation de fiabilité et de disponibilité, du composant au système, en soulignant les difficultés rencontrées et les manières de les résoudre.

Summary

This paper deals with the consideration of wear of electronic components in reliability analyses. Illustrated by examples, it details the various aspects of reliability estimation, from the component to the system, highlighting the difficulties encountered and the ways to solve them.

Introduction

Avec l'intégration toujours plus poussée des composants électroniques, l'hypothèse du taux de panne constant, considérée dans les recueils de fiabilité (MIL HDBK 217, FIDES, etc.) devient discutable car des phénomènes d'usure (wear-out) apparaissent après quelques années d'utilisation.

Au-delà des débats d'experts en électronique, qui sortent de notre domaine de compétence, il apparait opportun de se préparer à cette problématique en émergence en envisageant une évolution des pratiques d'estimation de la fiabilité et de la disponibilité des systèmes.

L'objet de cette communication est de montrer l'impact de l'usure des composants électroniques sur la fiabilité, du niveau composant au niveau système, et de proposer des méthodes d'estimation adéquates.

1. Impact du vieillissement dans les estimations

La prise en compte du vieillissement des composants électroniques entraîne une modification des méthodes traditionnelles d'estimation de fiabilité sur différents aspects :

• La seconde et la troisième partie de la courbe en baignoire du taux de défaillance, doivent être associées dans les modèles de fiabilité des composants.

• L'estimation des paramètres de ces modèles nécessite plus de données de retour d'expérience ou d'essais (généralement accélérés) et celles-ci doivent être acquises pendant une durée suffisamment longue pour bien caractériser les phénomènes de dégradation.

• La séparation des données relatives aux pannes aléatoires ou d'usure simplifie les traitements quand l'expertise des défaillances est possible et réalisée.

• Les outils d'ajustement utilisés doivent estimer correctement les paramètres des modèles de fiabilité et d'accélération associés (Arrhenius, Eyring, Norris Landzberg, Peck, Basquin, etc.) relatifs aux stress subis.

• La fiabilité des cartes électroniques ne peut plus s'estimer à partir d'une simple sommation des taux de défaillance mais leur courbe de fiabilité peut s'obtenir en calculant le produit des fiabilités des composants à différents instants.

• La fiabilité et la disponibilité des architectures de systèmes ne peuvent plus s'évaluer simplement au moyen de modèles markoviens homogènes (à taux constants).

Par ailleurs, les hypothèses de fiabilité des composants à l'état off restent à déterminer par les experts du domaine.

2. Prise en compte du vieillissement

Les différents aspects de l'estimation de fiabilité sont détaillés ci-après, du composant au système, en soulignant les difficultés rencontrées et les manières de les résoudre.

2.1 Modèle de fiabilité des composants

La deuxième et la troisième partie de la courbe en baignoire peuvent se modéliser en couplant une loi exponentielle à une loi de Weibull, successivement ou simultanément comme le propose le modèle additif de Bertholon [1]. Faisant l'hypothèse de la coexistence de phénomènes d'usure et de panne aléatoire dans le composant, ce modèle a pour expression du taux de défaillance et de la fiabilité les formules suivantes.

$$\Lambda(t) = \lambda + \beta(\max[0,t-\gamma])^{\beta-1}/\sigma^{\beta}$$

$$R(t) = \exp(-\lambda t) * \exp(-[\max(0,t-\gamma)/\sigma]^{\beta})$$

La durée de fonctionnement TTF se simule en appliquant une valeur aléatoire entre 0 et 1 à la fonction réciproque de la fiabilité ou en considérant simplement la plus petite valeur entre les durées de fonctionnement avec panne aléatoire ou avec usure, soit sous Excel :

TTF = MIN(-LN(ALEA())/λ; γ+σ*(-LN(ALEA()))^(1/β))

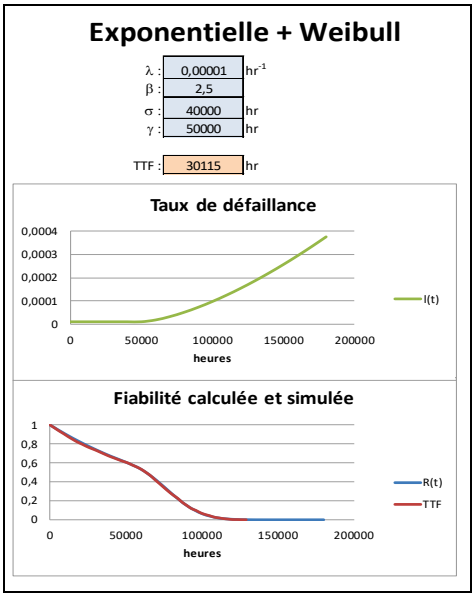


Figure 1 : Modèle additif

Illustré par la figure 1, La simulation d'un certain nombre d'échantillons (30115 heures par exemple) permet de retrouver la courbe de fiabilité théorique.

Ce modèle additif peut être étendu à l'ensemble de la courbe en baignoire par l'ajout d'une second Weibull dans un modèle à 3 phases [2] illustré par la figure 2. Le taux de défaillance et la fiabilité ont alors pour expression les formules suivantes (avec βj <1 et βu >1).

$$\Lambda(t) = \lambda + \beta_j(\max[0,t-\gamma_j])^{\beta j-1}/\sigma_j^{\beta} + \beta_u(\max[0,t-\gamma_u])^{\beta u-1}/\sigma_u^{\beta u}$$

$$R(t) = \exp(-\lambda t)*\exp(-[\max(0,t-\gamma_j)/\sigma_j]^{\beta j})*\exp(-[\max(0,t-\gamma_u)/\sigma_u]^{\beta u})$$

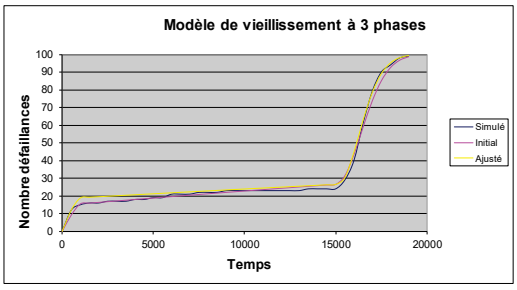


Figure 2 : Modèle additif à 3 phases

Cependant la première partie de la courbe en baignoire du taux de défaillance, correspondant aux pannes de jeunesse, peut être négligée dans les estimations, sous réserve de mettre en œuvre des actions de déverminage.

Dans le cas où l'on peut quantifier le niveau de dégradation du composant et lui fixer un seuil limite de fonctionnement, la fiabilité peut être modélisée au moyen d'un modèle de dégradation associé à une loi exponentielle pour les pannes aléatoires. Illustré par la figure 3, un tel modèle peut être également couplé à des modèles d'accélération pour tenir compte des conditions de stress.

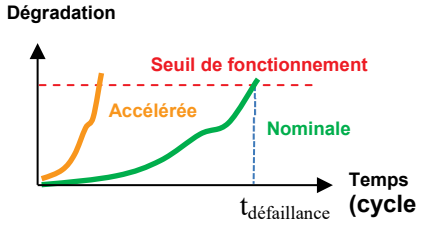


Figure 3 : Modèle accéléré de dégradation

Le phénomène de dégradation peut se modéliser par un processus Gamma, si la dégradation est toujours croissante, ou par un processus de Wiener, si elle peut se réduire momentanément.
Un processus Gamma X(t) décrit une trajectoire à accroissements indépendants positifs.

X(0) = 0 X(t+Δt) – X(t) est une loi gamma Ga(αΔt,β)

Un processus de Wiener W(t) décrit une trajectoire dont les évolutions sont indépendantes et pas toujours de même signe.

W(0) = 0 W(t+Δt) – W(t) est une loi normale N(mΔt,σ√Δt)

Ces modèles peuvent être rendus non uniformes au moyen d'une fonction croissante m(t) telle que :

$$m(t) = p\ t^q \quad \text{avec } p \text{ et } q > 0$$

$$Ga(\alpha\Delta t,\beta) \rightarrow Ga(m(t+\Delta t))-m(t),\beta)$$

$$N(m\Delta t,\sigma^2\Delta t) \rightarrow N(m(t+\Delta t)-m(t),\sigma\sqrt{\Delta t})$$

et accélérés pour tenir compte des conditions de stress :

$$Ga(\alpha\Delta t,\beta) \rightarrow Ga(m(FA\times(t+\Delta t))-m(FA\times t),\beta)$$

$$N(m\Delta t,\sigma 2\Delta t) \rightarrow N(m(FA\times(t+\Delta t))-m(FA\times t),\sigma\sqrt{(FA\times\Delta t)})$$

Ainsi, la fiabilité d'un composant opto-coupleur a pu être modélisée par un processus de Wiener non linéaire accéléré à partir de la dérive du photocourant sur laquelle le CNES a accumulé un nombre conséquent de résultats d'essais menés à différentes températures, comme le montre la figure 4 [3].

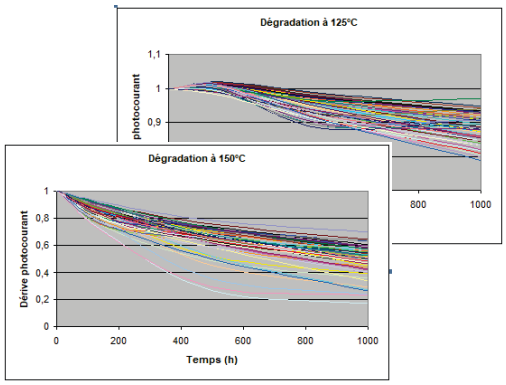


Figure 4 : Dégradation d'un opto-coupleur

2.2 Acquisition de données

La caractérisation de l'usure des composants nécessite plus de données sur de plus longues durées que celle des pannes aléatoires. L'observation du niveau d'usure présente l'avantage de permettre l'acquisition de beaucoup de données d'un même composant quand celle-ci est possible. Par ailleurs, les essais de fiabilité peuvent être accélérés par l'action de plusieurs stress simultanés, en restant dans les domaines de qualification des composants pour ne pas introduire des phénomènes nouveaux, avec des stratégies de mise en œuvre optimisées pour en réduire les coûts. Ainsi, les essais peuvent être menés en conditions de stress maximales tant qu'une certaine proportion d'équipements ne tombe pas en panne, puis leur intensité réduite progressivement en fonction de l'occurrence des défaillances.

Des méthodes de planification optimale, mettant notamment en œuvre la D-optimalité et des techniques bayésiennes, telles que la méthode Caboum [5] [6] peuvent être également employées pour améliorer les essais en termes de coût et/ou de précision des résultats.

2.3 Ajustement du modèle de fiabilité

L'estimation des paramètres du modèle nécessite des données de retour d'expérience ou d'essais (accélérés) acquises pendant une durée suffisamment longue pour pouvoir caractériser les dégradations et l'outil d'ajustement utilisé doit être capable d'estimer correctement l'ensemble des paramètres.

A titre d'exemple, la figure 5 montre l'ajustement d'un modèle additif accéléré, associant une loi exponentielle à une loi de Weibull couplées à un modèle d'Eyring, réalisé au moyen de l'outil Gencab de la société Cab innovation, à partir de données hétérogènes acquises à diverses conditions de stress.

Ajustement *Maximum de vraissemblance*

Accélération : EYRING (2 covariables)

Ea : 0,69868132
m : 0,51592737

Loi de probabilité : Exponentielle + Weibull

λ : 6,2702E-07
β : 2,01279148
σ : 48382,2563
γ : 40224,7503

LN Vraisemblance -2627,17961

Non censurées

LN K (non censurées) -2627,17961

		Covariables T°C	Covariables i (A)	Facteur d'accélération	AF * ti	Taux : λ(ti)	R(ti) = 1-F(ti)	Densité : f(ti)	Ln(f(ti))
Variable	Réf :	25	1,2						
1998,91204		75	2	64,8992285	129727,849	0,005074788	0,02928838	0,000148632	-8,8140348
299,831282		112	1	425,974885	127720,596	0,032558671	0,03420527	0,001113678	-6,80008699
3019,5747		59	2	21,1148276	63757,7991	0,000436579	0,76003579	0,000331815	-8,01093186

Taux de confiance : 90%

		Min	Max
λ :	6,27021E-07	3E-07	9,9205E-07
β :	2,012791476	1,7513	2,27428964
σ :	48382,25633	43188	53576,5187
γ :	40224,75025	36438	44011,5064
Ea :	0,698681319	0,6919	0,70546323
m :	0,51592737	0,4684	0,56342553

Figure 5 : Ajustement d'un modèle de fiabilité

Ces données ne sont pas des résultats d'essais mais ont été préalablement simulées (300 valeurs environ de variables TTF et des covariables correspondantes T°C et I en Ampère), comme l'illustre la figure 6.

Les 6 paramètres des lois de probabilité et d'accélération utilisées pour simuler les données sont quasiment retrouvés par l'ajustement. Seul le taux de défaillance λ est légèrement en dehors de l'intervalle de confiance à 90 % estimée par la méthode de Wald au moyen d'un calcul numérique [2].

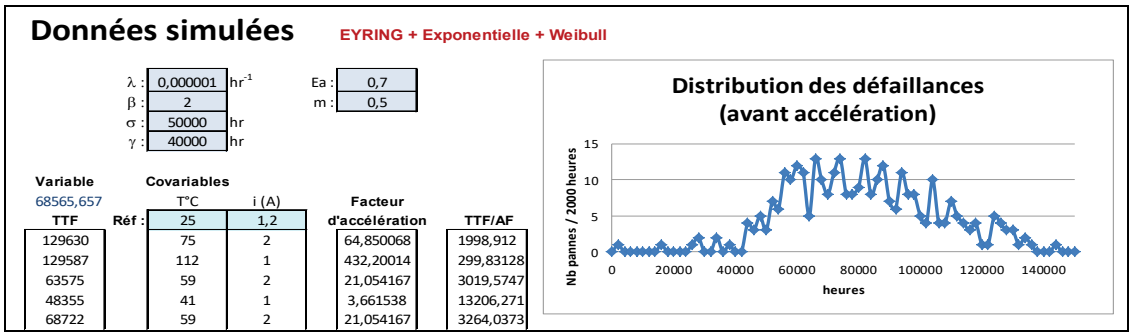


Figure 6 : Simulation des données avant ajustement

De même la figure 7 montre l'ajustement d'un modèle de dégradation, correspondant à un processus Gamma non uniforme accéléré en température, à partir de trajectoires de données simulées. A nouveau, les quatre paramètres utilisés pour la simulation sont quasiment retrouvés.

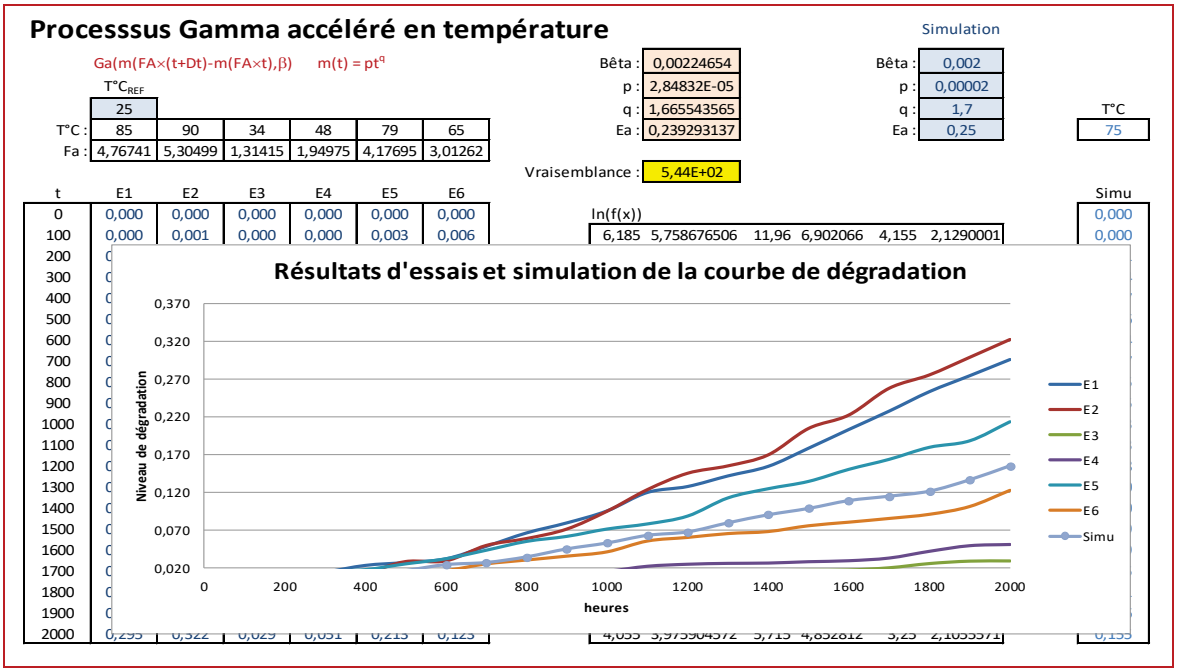


Figure 7 : Ajustement d'un modèle de dégradation

La fonction de répartition de la loi du premier temps de franchissement d'un seuil Zs par un processus gamma non stationnaire s'exprime de la manière suivante.

$$FS(t) = P(Z(t) \geq z_S - z_0) = 1 - R(t)$$

avec Z(t) la loi Gamma $(m(t) - m(t_0), \beta)$

ou $(m(Fa\ t) - m(Fa\ t_0), \beta)$ dans le cas accéléré.

C'est ainsi qu'a été obtenue la courbe de fiabilité R(t) pour un certain seuil de fonctionnement Zs, présentée en figure 8, à partir du modèle de dégradation ajusté précédemment. Une telle loi de franchissement de seuil n'existe pas pour un processus de Wiener pour lequel la fiabilité peut être cependant estimée par simulation de Monte-Carlo.

A partir de la courbe de fiabilité, une loi de Weibull équivalente, aux conditions de stress de référence, peut être obtenue par la méthode des moindres carrés afin de faciliter les estimations de niveau supérieur.

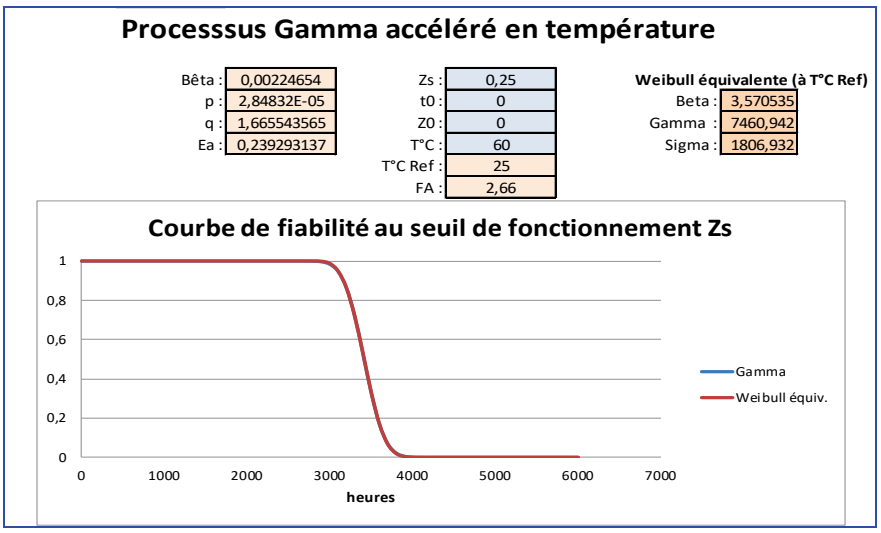
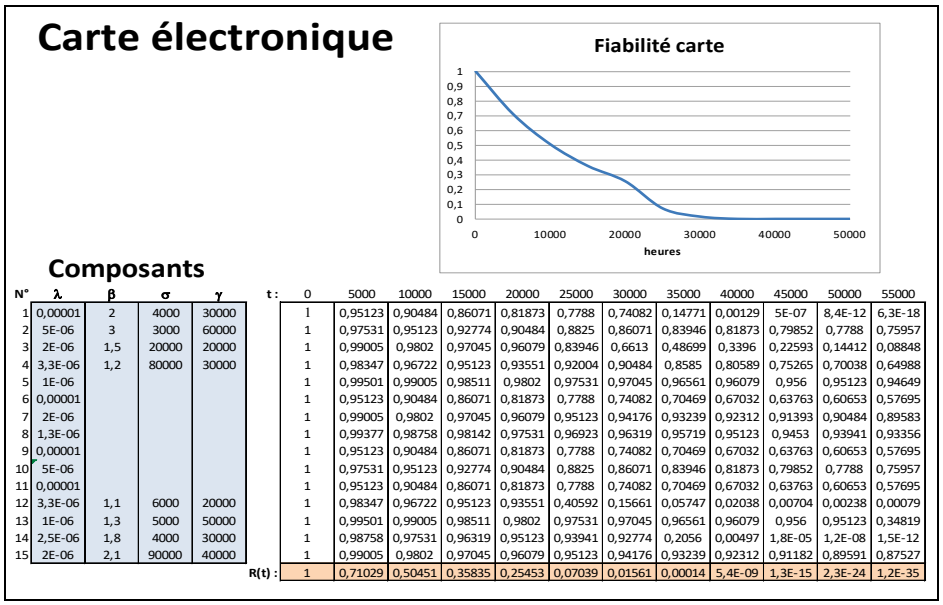


Figure 8 : Courbe de fiabilité en ligne

2.4 Fiabilité d'une carte électronique

La fiabilité des cartes électroniques ne peut plus s'estimer à partir d'une simple sommation des λ mais leur courbe de fiabilité peut s'obtenir par le produit des fiabilités des composants à différents instants, comme le montre l'exemple de la figure 9 portant sur une carte d'une quinzaine de composants.



Composants

N°	λ	β	σ	γ
1	0,00001	2	4000	30000
2	5E-06	3	3000	60000
3	2E-06	1,5	20000	20000
4	3,3E-06	1,2	80000	30000
5	1E-06			
6	0,00001			
7	2E-06			
8	1,3E-06			
9	0,00001			
10	5E-06			
11	0,00001			
12	3,3E-06	1,1	6000	20000
13	1E-06	1,3	5000	50000
14	2,5E-06	1,8	4000	30000
15	2E-06	2,1	90000	40000

t :	0	5000	10000	15000	20000	25000	30000	35000	40000	45000	50000	55000
	1	0,95123	0,90484	0,86071	0,81873	0,7788	0,74082	0,14771	0,00129	5E-07	8,4E-12	6,3E-18
	1	0,97531	0,95123	0,92774	0,90484	0,8825	0,86071	0,83946	0,81873	0,79852	0,7788	0,75957
	1	0,99005	0,9802	0,97045	0,96079	0,83946	0,6613	0,48699	0,3396	0,22593	0,14412	0,08848
	1	0,98347	0,96722	0,95123	0,93551	0,92004	0,90484	0,8585	0,80589	0,75265	0,70038	0,64988
	1	0,99501	0,99005	0,98511	0,9802	0,97531	0,97045	0,96561	0,96079	0,956	0,95123	0,94649
	1	0,95123	0,90484	0,86071	0,81873	0,7788	0,74082	0,70469	0,67032	0,63763	0,60653	0,57695
	1	0,99005	0,9802	0,97045	0,96079	0,95123	0,94176	0,93239	0,92312	0,91393	0,90484	0,89583
	1	0,99377	0,98758	0,98142	0,97531	0,96923	0,96319	0,95719	0,95123	0,9453	0,93941	0,93356
	1	0,95123	0,90484	0,86071	0,81873	0,7788	0,74082	0,70469	0,67032	0,63763	0,60653	0,57695
	1	0,97531	0,95123	0,92774	0,90484	0,8825	0,86071	0,83946	0,81873	0,79852	0,7788	0,75957
	1	0,95123	0,90484	0,86071	0,81873	0,7788	0,74082	0,70469	0,67032	0,63763	0,60653	0,57695
	1	0,98347	0,96722	0,95123	0,93551	0,40592	0,15661	0,05747	0,02038	0,00704	0,00238	0,00079
	1	0,99501	0,99005	0,98511	0,9802	0,97531	0,97045	0,96561	0,96079	0,956	0,95123	0,34819
	1	0,98758	0,97531	0,96319	0,95123	0,93941	0,92774	0,2056	0,00497	1,8E-05	1,2E-08	1,5E-12
	1	0,99005	0,9802	0,97045	0,96079	0,95123	0,94176	0,93239	0,92312	0,91182	0,89591	0,87527
R(t) :	1	0,71029	0,50451	0,35835	0,25453	0,07039	0,01561	0,00014	5,4E-09	1,3E-15	2,3E-24	1,2E-35

Figure 9 : Fiabilité d'une carte électronique

2.5 Fiabilité/ Disponibilité d'architecture de système

La fiabilité des architectures de systèmes peut encore s'évaluer par des calculs analytiques (formules de redondance) ou numériques (redondance froide), mais plus la disponibilité. Celle-ci ne peut plus se calculer au moyen de modèles markoviens homogènes (à taux constants), mais peut être estimée par simulation de Monte-Carlo en simulant des durées de fonctionnement conditionnées à l'absence de panne à l'instant courant, comme l'illustre la figure 10. Différentes méthodes peuvent être pour cela utilisées.

- Une première consiste à renouveler les tirages aléatoires tant que la durée de fonctionnement simulée est inférieure à celle qui a déjà été réalisée. Cette dernière est alors soustraite à la valeur obtenue pour calculer la durée avant la prochaine défaillance.
- Une seconde consiste à simuler directement la durée avant la prochaine panne en appliquant une valeur

aléatoire entre 0 et R(t courant) à la fonction réciproque de R(t), puis soustraire le t courant.

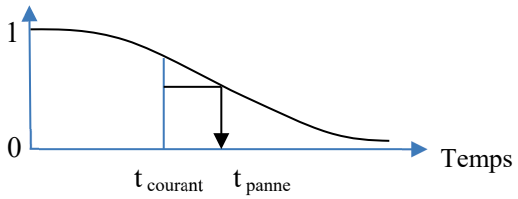


Figure 10 : Simulation des défaillances

- Une troisième méthode consiste à tirer initialement la durée de fonctionnement à partir de la courbe de fiabilité puis à décrémenter ce temps au cours de la simulation jusqu'à l'occurrence de la panne. Cette méthode est notamment mise en œuvre dans les cas non markoviens des modèles de simulation récursive [4], illustrés par la figure 11.

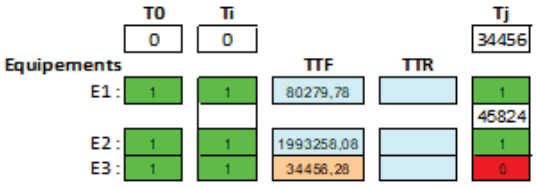


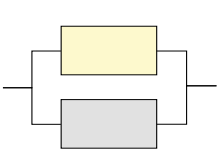
Figure 11 : Modèles de simulation récursive

2.6 Pannes à l'état off

Les hypothèses de fiabilité des composants à l'état off restent à déterminer par les experts du domaine.

La prise en compte d'une usure à l'état off compliquerait les estimations de fiabilité et rendrait notamment hypothétique l'usage de la loi de Weibull qui ne peut pas modéliser deux modes d'usure successifs.

Un taux de défaillance constant à l'état off ($\lambda_{off} = \lambda_{on}/10$ par exemple) peut toujours être considéré bien que la fiabilité des redondances passives froides ne puisse plus se calculer au moyen de formules analytiques mais par intégration numérique ou simulation de Monte-Carlo comme le montre la figure 12.



β :	2
σ :	5000
γ :	1000
λoff :	0,0002

Simulation

TTF N :	5575	=γ+σ*(-LN(ALEA()))^(1/β)
TTF R off :	2210	= -LN(ALEA()/λoff
TTF R:	4273	
TTF :	5575	=TTF_N+SI(TTF_R_off>TTF_N;TTF_R;0)

Pas de formule analytique

$$R(t) = e^{-(\frac{t-\gamma}{\sigma})^{\beta}} + \int_{\tau=0}^{t} \frac{\beta(\tau-\gamma)^{\beta-1}}{\sigma^{\beta}} e^{-(\frac{\tau-\gamma}{\sigma})^{\beta}} e^{-\lambda_{off}\tau} e^{-(\frac{t-\tau-\gamma}{\sigma})^{\beta}} d\tau$$

Figure 12 : Redondance passive froide 1 parmi 2

Conclusion

La prise en compte de l'usure des composants électroniques complique les estimations de fiabilité qui peuvent être cependant menées correctement en adaptant les méthodes et outils utilisés.

L'exploitation des données de retour d'expériences ou d'essais est plus délicate à réaliser et nécessite l'emploi d'outils d'ajustement performants.

La simulation de Monte-Carlo devient rapidement incontournable pour évaluer la disponibilité des systèmes.

Les hypothèses de fiabilité des composants à l'état off restent à déterminer par les experts du domaine auxquels nous suggérons la simplicité d'un taux de panne constant.

Références

[1] H. Bertholon, Une modélisation du vieillissement, thèse de doctorat en Mathématiques appliquées soutenue en 2001 à Grenoble 1.

[2] A. Cabarbaye, A. Tanguy, S. Bosse, Adjustment of complex probabilistic models and estimation of confidence intervals in a discrete manner, ESREL 2012, Helsinki.

[3] A. Cabarbaye, S. Bosse, G. Quadri, O. Gilard Modèle prédictif de dégradation non linéaire dans des conditions d'environnement variés, Lambda mu 18, Tours, 2012.

[4] A. Cabarbaye, J. Faure, R. Laulheret, Apport des modèles de simulation récursive à l'évaluation des systèmes, Lambda mu 15, Lille, 2006.

[5] A. Cabarbaye, R. Laulheret, Planification et exploitation des essais par la méthode Caboum, Qualita 2017, Bourges.

[6] A. Cabarbaye, Sûreté de Fonctionnement & Optimisation des systèmes, Edition Cab Innovation 2017.