



**HAL**  
open science

# Prise en compte des incertitudes dans les études de fiabilité: Comparaison entre le Modèle de Croyances Transférables et les méthodes de simulations de Monté-Carlo.

Felipe Aguirre, Mohamed Sallak, Walter Schön

## ► To cite this version:

Felipe Aguirre, Mohamed Sallak, Walter Schön. Prise en compte des incertitudes dans les études de fiabilité: Comparaison entre le Modèle de Croyances Transférables et les méthodes de simulations de Monté-Carlo.. Qualita 2011, Mar 2011, Angers, France. pp.80. hal-00650744

**HAL Id: hal-00650744**

**<https://hal.science/hal-00650744v1>**

Submitted on 12 Dec 2011

**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.

# Prise en compte des incertitudes dans les études de fiabilité : Comparaison entre le Modèle de Croyances Transférables et les méthodes de simulations de Monté-Carlo

Felipe Aguirre, Mohamed Sallak, et Walter Schön

Université de Technologie de Compiègne,

UMR CNRS 6599, Heudiasyc BP 20529

Email: (felipe.aguirre-martinez, mohamed.sallak, walter.schon)@utc.fr

**Abstract**—Cet article propose une comparaison entre l'utilisation du Modèle de Croyances Transférables (MCT) et des méthodes probabilistes basées sur les simulations de Monté Carlo (SMC) dans les études de fiabilité en présence d'incertitudes aléatoires et épistémiques. Dans un premier temps, le MCT appliqué aux études de fiabilité sera présenté. Ensuite, les différents résultats obtenus dans les deux approches pour des systèmes série, parallèle, série-parallèle et pont seront présentés et commentés. Enfin, une application dédiée à l'évaluation de la fiabilité d'un système de détection d'incendie illustrera les différences entre les deux approches.

## I. INTRODUCTION

Les méthodes usuelles d'évaluation de fiabilité des systèmes sont des méthodes probabilistes issues des études traditionnelles de sûreté de fonctionnement où les données de fiabilité relatives aux composants (taux de défaillance, taux de réparation, probabilités de défaillances, etc.) peuvent être connues avec précision et validées par le retour d'expérience. Nous pouvons cependant nous interroger sur leur adaptation à des systèmes hautement fiables pour lesquels les défaillances sont très rares. Dans ce cas, le retour d'expérience est insuffisant pour valider avec précision les taux de défaillances ou les lois de probabilités de défaillances [1]–[3]. L'idéal est de disposer d'une quantité d'information suffisante concernant les défaillances des composants pour pouvoir estimer avec précision leurs taux de défaillances. Or, dans la plupart des installations industrielles, certains composants ne sont pas suffisamment utilisés pour fournir des données de défaillances suffisantes. C'est pourquoi, l'utilisation d'autres méthodes qui ne nécessitent pas forcément le choix d'une loi de probabilité ou des valeurs précises de données de fiabilité doit être prospectée.

Les incertitudes sont divisées en deux grandes catégories : les incertitudes aléatoires et les incertitudes épistémiques [4]. La première catégorie provient du caractère aléatoire de l'information due à une variabilité naturelle résultant de phénomènes stochastiques (temps de défaillance d'un composant, durée de réparation d'un composant, etc.). On parle alors d'incertitudes de variabilité ou d'incertitudes aléatoires. La seconde catégorie est liée au caractère imprécis de

l'information dû à un manque de connaissance et qui résulte par exemple d'erreurs lors de mesures ou d'avis d'experts. On parle alors d'incertitudes épistémiques. Dans les études de fiabilité, ces deux catégories sont souvent confondues alors qu'elles devraient être traitées séparément.

Dans le cadre probabiliste classique, la probabilité de défaillance d'un composant en fonction du temps est représentée par une loi de probabilité. A un instant  $t$ , correspond donc une probabilité précise  $P(t)$  de défaillance du composant. Or on se place dans le cas où à cet instant  $t$ , il existe une incertitude épistémique concernant  $P(t)$  (imprécision, insuffisance de données, etc.). Dans ce cas on représente  $P(t)$  non plus par une valeur précise mais, par une densité de probabilité (normale, log normale, triangulaire, etc.). Les méthodes de Simulation de Monte-Carlo (SMC) sont ensuite utilisées pour propager les incertitudes et obtenir les résultats de fiabilité des systèmes. La théorie de Dempster-Shafer (D-S) qui est une généralisation de la théorie des probabilités classique [5] permet aussi de propager les incertitudes en transformant les fonctions de densité de probabilités en masses de croyances par la méthode de Stret [6]. Cependant, lorsque les données de fiabilité des composants ne sont pas disponibles ou insuffisantes, on se base sur les avis des experts. Dans ce cas, il est souvent difficile d'extraire une loi de probabilité pour représenter les incertitudes épistémiques. Les fiabilistes supposent arbitrairement une loi normale, log-normale ou triangulaire, ce qui peut introduire des erreurs dans les résultats. La théorie de D-S est bien adaptée à la prise en compte des avis des experts car elle ne nécessite aucune hypothèse sur les lois. En outre, plusieurs lois de combinaison permettent de combiner les avis des experts.

Pour prendre en compte les incertitudes épistémiques et aléatoires dans l'analyse de la fiabilité des systèmes complexes, nous allons proposer l'utilisation du Modèle de Croyance Transférable (MCT). Dans nos précédents travaux [7], nous avons utilisé le MCT pour étudier l'intégration des dépendances des défaillances des composants dans l'évaluation de la fiabilité totale des systèmes. Dans ce travail, nous proposons dans un premier temps de comparer l'utilisation du MCT et

des méthodes SMC dans les études de fiabilité en présence d'incertitudes aléatoires et épistémiques. Cette comparaison comprendra plusieurs configurations (série, parallèle, série-parallèle et pont). Dans un second temps, une application concernant un système de détection d'incendie illustrera les différences entre les deux approches.

## II. MODÈLE DE CROYANCES TRANSFÉRABLES

La théorie des fonctions de croyance a été introduite dans une série d'articles de Dempster [8] et dans un livre de Shafer [9]. Par la suite, Smets [10] en donna une interprétation comprenant une axiomatique complète sans aucun recours sous-jacent à la théorie des probabilités (contrairement aux articles initiaux de Dempster). Cette interprétation dite Modèle des Croyances Transférables (MCT) est décrite de manière complète dans [11]. Seuls les résultats essentiels sont rappelés ci-après.

Soit  $x$  une variable définie sur un domaine fini  $X$  appelé *cadre de discernement*. La croyance d'un expert dans la valeur prise par  $x$  est représentée par une *fonction de masse* qui est une fonction de l'ensemble  $2^X$  des parties de  $X$  dans  $[0, 1]$  telle que :  $\sum_{A \subseteq X} m^X(A) = 1$ .

La quantité  $m^X(A)$  représente le degré avec lequel l'ensemble des informations disponibles accreditte l'hypothèse selon laquelle la valeur de  $x$  est comprise dans  $A$ , et aucune hypothèse plus spécifique. Les sous-ensembles  $A$  de  $X$  tels que  $m^X(A) \neq 0$  sont appelés les *éléments focaux* de  $m^X$ . Dans le cas où tous les éléments focaux sont des singletons, la fonction de masse est dite *Bayésienne* et les résultats du MCT se confondent avec ceux de la théorie des probabilités. La certitude d'un expert se traduit par une fonction de masse ayant un seul singleton pour unique élément focal. L'ignorance totale se traduit quant à elle par une fonction de masse dite vide ayant le cadre de discernement tout entier pour unique élément focal.

A partir d'une fonction de masse, on définit les fonctions de crédibilité et de plausibilité respectivement par :

$$bel^X(A) = \sum_{\emptyset \neq B \subseteq A} m^X(B), \quad (1)$$

$$pl^X(A) = \sum_{B \cap A \neq \emptyset} m^X(B), \quad \forall A \subseteq X. \quad (2)$$

La crédibilité peut être vue comme la croyance totale allouée à  $A$  compte tenu des informations disponibles, alors que la plausibilité (toujours plus grande que la crédibilité) représente une borne supérieure sur la croyance qui pourrait être allouée à  $A$  après intégration de nouvelles informations.

La combinaison de deux fonctions de masses indépendantes  $m_1^X$  et  $m_2^X$  est effectuée par l'opération fondamentale appelée règle de Dempster normalisée :

$$m_{1 \oplus 2}^X(A) = \frac{\sum_{B \cap C = A} m_1^X(B) m_2^X(C)}{1 - k}, \quad \forall A \subseteq X. \quad (3)$$

$$\text{Avec: } k = \sum_{A \cap B = \emptyset, \forall A, B \subseteq \Omega} m_i^\Omega(A) m_j^\Omega(B)$$

Notons que la masse attribuée à l'ensemble vide  $m_{1 \oplus 2}^X(\emptyset)$  peut être non nulle même s'il n'en n'était pas ainsi pour les fonctions de masse  $m_1^X$  et  $m_2^X$  séparément. La masse correspondante est alors une mesure du degré de conflit entre les deux sources d'information. Elle est parfois interprétée comme la croyance que la variable  $x$  puisse prendre une valeur en dehors du domaine  $X$  connu pour l'instant (hypothèse dite *du monde ouvert*).

Le MCT permet également de traiter des problèmes à plusieurs variables en intégrant des connaissances plus ou moins précises sur les relations entre ces variables. Les principales opérations possibles sont citées ci-après, les détails figurent dans [11] :

- On peut ainsi définir une loi de masse  $m^{XY}$  sur un espace produit  $X \times Y$  de deux variables  $x$  and  $y$  (analogue d'une loi jointe en théorie des probabilités) ;
- Sur une telle loi, on peut définir la loi marginale  $m^{XY \downarrow X}$  par projection des éléments focaux sur l'espace  $X$  ;
- Une opération inverse de la marginalisation dite *extension vide* permet d'obtenir l'extension notée  $m^{X \uparrow XY}$  d'une loi de masse  $m^X$  définie sur  $X$  à l'espace produit  $X \times Y$  ;
- A partir d'une loi de masse jointe  $m^{XY}$ , il est possible par l'opération de conditionnement d'obtenir la loi  $m^X[y]$  sur  $X$  sachant que la variable  $y$  vaut une valeur particulière  $y$  ;
- Une opération inverse dite *déconditionnement* ou *extension par inflation* permet d'obtenir l'extension notée  $m^X[y] \uparrow^{XY}$  d'une loi conditionnelle à l'espace produit  $X \times Y$ .

## III. APPLICATION DU MCT POUR LES ÉTUDES DE FIABILITÉ

Dans cette section, on rappelle les principaux résultats obtenus dans nos précédents travaux [7]. Les systèmes et les composants ont un seul mode de défaillance noté  $F$  et un seul mode de fonctionnement noté  $W$ . L'ensemble  $\Omega_S$  qui représente l'ensemble des états possibles d'un système est  $\Omega_S = \{W_S, F_S\}$ . Chaque composant  $i$  a ainsi comme cadre de discernement l'ensemble  $\Omega_i = \{W_i, F_i\}$ .

### A. Affectation de fonctions de masses aux composants

Les données de fiabilité des composants sont basées sur l'avis des experts. Chaque expert doit donner trois valeurs représentant son degré de croyance concernant le fonctionnement du composant  $i$  à un instant  $t$ . Par exemple, un expert estime que l'hypothèse que le composant  $A$  fonctionne à l'instant  $t$  est 70% vraie et 10% fausse. Mathématiquement, cela se traduit par  $m_1(\{W_A\}) = 0.7$ ,  $m_1(\{F_A\}) = 0.1$  et  $m_1(\{W_A, F_A\}) = 0.2$  car  $m_1(\{W_A, F_A\}) = 1 - m_1(\{W_A\}) - m_1(\{F_A\})$ . La masse  $m_1(\{W_A, F_A\})$  représente l'incertitude épistémique. On adopte ainsi la notation suivante:

$$\begin{aligned} m^{\Omega_i}(\{F_i\}) &= f_i \\ m^{\Omega_i}(\{W_i\}) &= w_i \\ m^{\Omega_i}(\{W_i, F_i\}) &= 1 - w_i - f_i \end{aligned} ; \quad i = 1, 2 \quad (4)$$

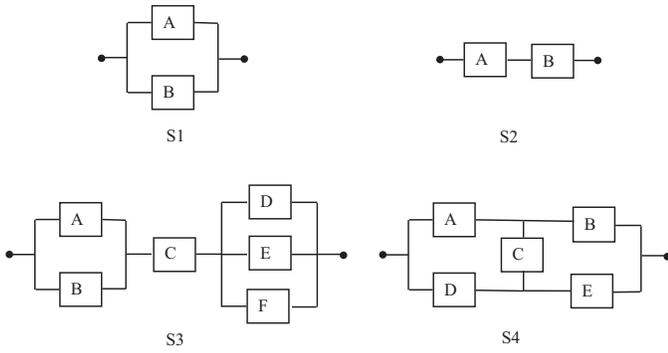


Fig. 1: BDF des systèmes : S1, S2, S3 and S4.

### B. Evaluation de la fiabilité totale du système

On considère un système  $S$  constitué de deux composants 1 et 2. On souhaite exprimer la relation existant entre les composants et le système complet. Dans le cas d'une configuration parallèle, on a:

$$m_{\text{parallele}}^{\Omega_1 \times \Omega_2 \times \Omega_S}(\{(W_1, W_2, W_S), (W_1, F_2, W_S), (F_1, W_2, W_S), (F_1, F_2, F_S)\}) = 1. \quad (5)$$

Dans le cas d'une configuration série, on a:

$$m_{\text{serie}}^{\Omega_1 \times \Omega_2 \times \Omega_S}(\{(W_1, W_2, W_S), (W_1, F_2, F_S), (F_1, W_2, F_S), (F_1, F_2, F_S)\}) = 1. \quad (6)$$

Formellement, pour calculer la fonction de masse décrivant la fiabilité du système, il faut d'abord faire une extension vide des fonctions de masses de chaque composant à l'espace produit  $\Omega_1 \times \Omega_2 \times \Omega_S$  ( $m^{\Omega_1 \uparrow \Omega_1 \Omega_2 \Omega_S}$ ). Ensuite, il faut combiner ces masses avec la fonction de masse représentant le type de configuration en utilisant la règle de Dempster ( $\oplus$ ). Finalement, on marginalise sur l'espace  $\Omega_S$  ( $\downarrow \Omega_S$ ). On a alors la relation suivante :

$$m^{\Omega_S} = \left( m^{\Omega_1 \uparrow \Omega_1 \Omega_2 \Omega_S} \oplus m^{\Omega_2 \uparrow \Omega_1 \Omega_2 \Omega_S} \oplus m_{\text{Config}}^{\Omega_1 \Omega_2 \Omega_S} \right)^{\downarrow \Omega_S} \quad (7)$$

La fiabilité  $R_s$  du système est bornée par l'intervalle  $[Bel(\{W_S\}), Pl(\{W_S\})]$ . On écrit alors que:

$$R_S \in [Bel(\{W_S\}), Pl(\{W_S\})] \quad (8)$$

## IV. COMPARAISON ENTRE LE MCT ET LES MÉTHODES PROBABILISTE BASÉES SUR LES SMC

### A. Cas I: Incertitudes aléatoires

On considère quatre systèmes :

- Un système parallèle  $S1$  constitué de 2 composants  $A$  et  $B$ .
- Un système série  $S2$  constitué des composants  $A$  et  $B$ .
- Un système série-parallèle  $S3$  constitué de six composants  $A, B, C, D, E$  et  $F$ .

Composants	Approche probabiliste	Approche MCT		
	$P_i$	$f_i$	$w_i$	$1 - f_i - w_i$
$A$	0.1	0.1	0.9	0
$B$	0.2	0.2	0.8	0
$C$	0.15	0.15	0.85	0
$D$	0.3	0.3	0.7	0
$E$	0.05	0.05	0.95	0
$F$	0.35	0.35	0.65	0

TABLE I: Cas I : BPAs et probabilités de défaillance des composants  $A, B, C, D, E$  et  $F$ .

Systèmes	Approche MCT	Approche probabiliste
	$R_S$	$R_S$
$S1$	0.980	0.980
$S2$	0.720	0.720
$S3$	0.829	0.829
$S4$	0.958	0.958

TABLE II: Cas I : Fiabilité des systèmes:  $S1, S2, S3$  et  $S4$ .

- Un système en pont constitué de cinq composants  $A, B, C, D$  et  $E$ .

La figure 1 représente les Blocs Diagrammes de Fiabilité (BDF) des quatre systèmes. Dans cette partie, les données de fiabilité des six composants ne tiennent compte que de l'incertitude aléatoire (cf. Table I) (il n'y a pas d'incertitude épistémique, *i.e.*  $f_i + w_i = 1$ ). Dans le but de comparer les deux approches MCT et probabiliste, on utilise les BPAs dans l'approche MCT et les probabilités de défaillance précises dans l'approche probabiliste. En l'absence d'incertitude épistémique, on a  $P_i = f_i$  pour chaque composant  $i$ . Dans l'approche probabiliste, les fiabilités des systèmes ont été calculé en se basant sur une énumération des coupes minimales puis un calcul de fiabilité à partir de ces coupes. La Table II donne les fiabilités des quatre systèmes calculées dans les deux approches. Comme on pouvait s'y attendre, on obtient les mêmes résultats dans les deux approches en présence d'incertitudes aléatoires.

### B. Cas II: Incertitudes aléatoires et épistémiques

On considère cette fois-ci la présence d'incertitudes aléatoires et épistémiques dans les données de fiabilité des composants  $A, B, D$  et  $F$  (cf. Table III). L'approche probabiliste est basée sur la représentation de la probabilité de défaillance d'un composant  $P(t)$  non plus par une valeur précise mais, par une fonction de densité de probabilité  $f_{dp}$  (normale, log normale, triangulaire, etc.). Les méthodes SMC sont ensuite utilisées pour propager les incertitudes et obtenir les résultats de fiabilité des systèmes. La  $f_{dp}$   $f_i(x)$  à l'instant  $t$  indique la probabilité que la valeur de la probabilité de défaillance du composant  $i$  à l'instant  $t$  est comprise entre  $x$  et  $x+dx$ . Dans le but de comparer les deux approches, l'incertitude épistémique est représentée par une  $f_{dp}$  log-normale définie par la médiane  $m$  et le facteur d'erreur (EF) obtenues à partir des BPAs de

Composants	Approche probabiliste	Approche MCT			
	$m_i$	$EF_i$	$f_i$	$w_i$	$1 - f_i - w_i$
A	0.25	1.25	0.2	0.7	0.1
B	0.075	1.50	0.05	0.9	0.05
C	0.180	1	0.18	0.82	0
D	0.175	1.75	0.1	0.75	0.15
E	0.050	1	0.05	0.95	0
F	0.08	2.67	0.03	0.87	0.1

 TABLE III: Cas II : BPAs et paramètres des  $fdp$  log-normales des composants A, B, C, D, E et F

Systèmes	Approche MCT	Approche SMC
	$R_S$	Intervalle de confiance (99%) $R_S$
S1	[0.9700, 0.9900]	[0.9630, 0.9912]
S2	[0.6300, 0.7600]	[0.5975, 0.7716]
S3	[0.7941, 0.8117]	[0.7891, 0.8123]
S4	[0.9156, 0.9753]	[0.8873, 0.9759]

TABLE IV: Cas II : Fiabilité des systèmes: S1, S2, S3 et S4

l'approche MCT en utilisant la relation:

$$Bel(\{F_i\}) = \frac{m_i}{EF_i}$$

Dans l'approche probabiliste, le logiciel FAULT TREE + développé par ISOGRAPH a été utilisé pour générer les coupes minimales et pour le calcul des fiabilités en utilisant les SMC. L'intervalle de confiance de l'approche probabiliste est 99%. La table IV présente les résultats obtenues dans les deux approches. On peut constater que les différences entre les deux approches sont très minimes. Néanmoins, la largeur de l'intervalle donné par l'approche probabiliste est supérieure à celle donnée par le MCT. En outre, la différence entre ces deux largeurs augmenter en fonction de la complexité de l'architecture des systèmes. En supposant une  $fdp$  log-normale, on introduit d'avantage d'incertitudes alors que dans l'approche MCT, on est pas obligé de choisir une  $fdp$ .

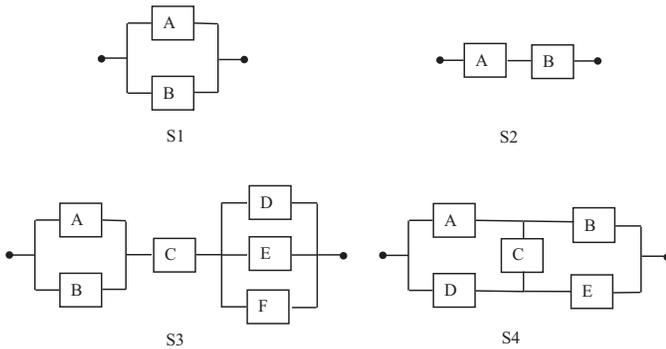


Fig. 2: BDF des systèmes : S1, S2, S3 and S4.

On considère un système de détection d'incendie dans un atelier de production dont les portes sont fermées [12]. Il comprend :

- un système de détection de chaleur;
- un système de détection de fumée;
- un système d'alarme à commande manuelle comme l'indique la figure 3.

Le système de détection de chaleur comprend quatre détecteurs de chaleur FP1, FP2, FP3 et FP4 composés de cellules fusibles à  $72^\circ C$  mises en série et relié à un circuit sous pression. En cas de dépassement de  $72^\circ C$  les fusibles fondent, la pression dans le circuit baisse et déclenche le pressostat PS qui actionne le relais principal RP. Le pressostat PS et le relais RP nécessitent la présence de la source de tension continue (batterie) CC. Il suffit qu'un seul détecteur de chaleur se déclenche pour obtenir la perte de pression. Le système de détection de fumée comprend trois détecteurs de chaleur DF1, DF2, DF3 reliés à un système de vote VLO en 2/3. Si au moins deux détecteurs sont activés, le système de vote actionne le relais principal RP (VLO nécessite la présence de la source de tension CC). Les capteurs DF1, DF2, DF3 nécessitent aussi la présence de la source de tension CC. Le système d'alarme à commande manuelle est sous la responsabilité d'un opérateur OP toujours présent dans l'atelier. En cas d'urgence, il peut déclencher le relais à commande manuelle MS qui active le pressostat PS et donc le relais RP. Le système de détection de fumée nécessite aussi la présence de la source de tension CC. L'événement redouté est l'absence de signal en sortie du relais principal RP. Le système sera donc considéré comme fiable tant que le signal en sortie du relais principal RP reste présent. Dans notre étude, les événements élémentaires sont les défaillances des composants suivants :

- le relais principal RP, la source à courant continu CC, le pressostat PS ;
- les détecteurs de chaleur FP1, FP2, FP3, FP4, le relais de commande à main RCM, l'opérateur OP ;
- le voteur logique VLO, les détecteurs de fumée DF1, DF2, DF3.

On ne tient pas compte des fuites éventuelles des conduits ou du réservoir d'air comprimé, ni des câblages électriques des capteurs et de leurs alimentations. Pour pouvoir réaliser une comparaison entre les deux approches, on suppose que les lois de défaillance des composants sont exponentielles (incertitude aléatoire) et qu'il y a une imprécision concernant les taux de défaillance (incertitude épistémique). Les experts ont donné les taux de défaillance de chaque composant  $i$  sous forme d'un intervalle  $[\lambda_{min}, \lambda_{max}]$  (cf. Table V). Dans l'approche MCT, les BPAs des composants sont obtenues par les deux relations:

$$w_i = 1 - \exp(-\lambda_{min}.t) \quad (9)$$

$$f_i = \exp(-\lambda_{max}.t) \quad (10)$$

La table VI donne la fiabilité du système de détection d'incendie, dans les deux approches, en fonction du temps.

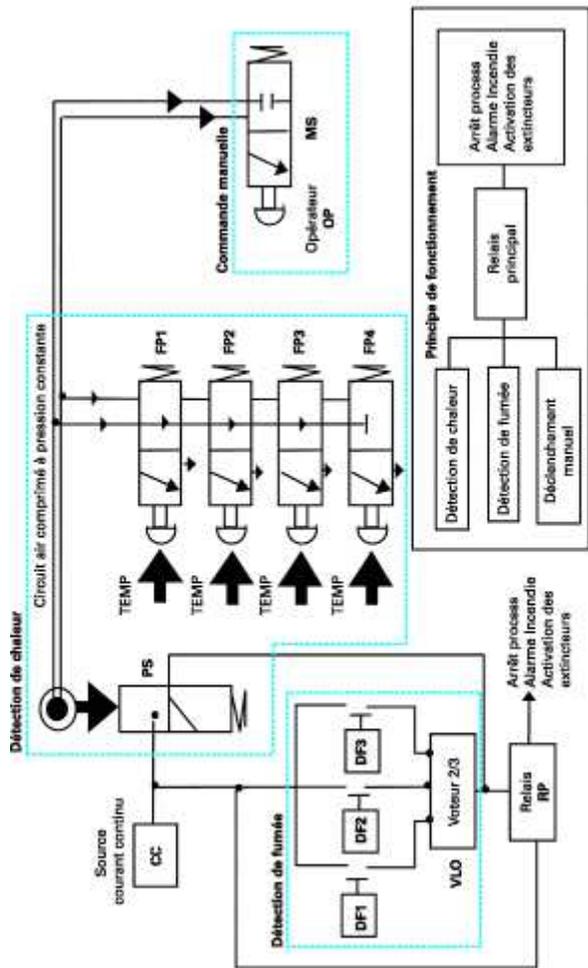


Fig. 3: Schéma du système de détection d'incendie [12]

Composants	$\lambda_{min} * 10^4 (h^{-1})$	$\lambda_{max} * 10^4 (h^{-1})$
CC	1.4	2.6
OP	1.3	1.65
MS	1.4	1.9
PS	1.8	1.84
DF	1.7	1.82
VLO	1.6	1.82
FP	1.5	2
RP	1.4	1.9

TABLE V: Taux de défaillance des composants du système de détection d'incendie

Pendant tout l'intervalle d'étude  $[0, 1000h]$ , le MCT présente une largeur d'intervalle de fiabilité plus étroite que le modèle basé sur les SMC.

## VI. CONCLUSION

Le MCT présente plusieurs intérêts. D'une part, il permet de modéliser aisément les incertitudes aléatoires et épistémiques sans être obligé de choisir une fdp (normale, log normale, triangulaire, etc.) pour représenter l'incertitude épistémique.

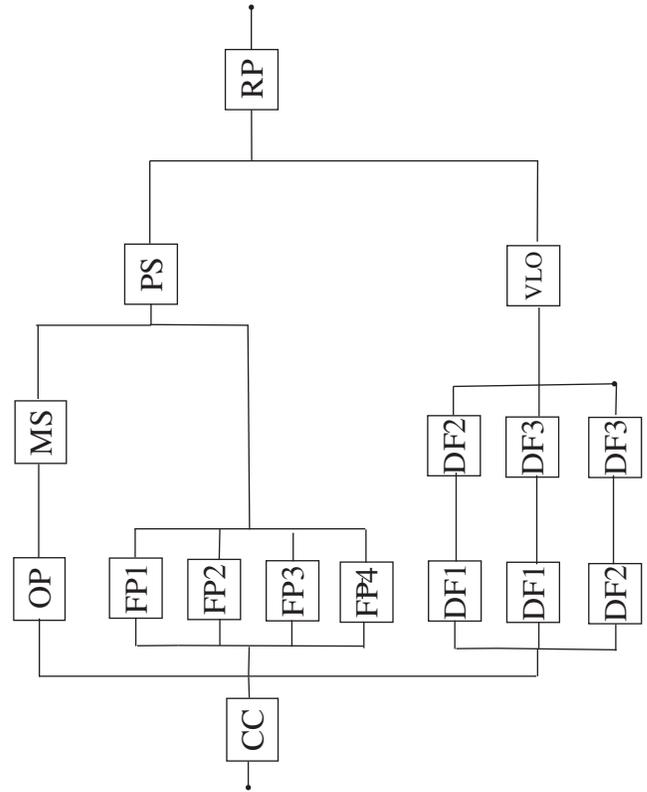


Fig. 4: BDF du système

Temps (h)	Approche MCT	Approche SMC
	$R_S$	Intervalle de confiance (99%) $R_S$
0	1	1
100	[0.9598, 0.9675]	[0.9577, 0.9700]
200	[0.9211, 0.9360]	[0.9174, 0.9413]
300	[0.8838, 0.9054]	[0.8783, 0.9131]
400	[0.8476, 0.8756]	[0.8405, 0.8857]
500	[0.8125, 0.8465]	[0.8039, 0.8588]
600	[0.7785, 0.8181]	[0.7673, 0.8201]
700	[0.7454, 0.7903]	[0.7307, 0.7814]
800	[0.7132, 0.7630]	[0.6941, 0.7627]
900	[0.6818, 0.7363]	[0.6575, 0.7440]
1000	[0.6513, 0.7102]	[0.6396, 0.7316]

TABLE VI: Fiabilité du système de détection d'incendie en fonction du temps

Cet avantage permet de ne pas introduire d'avantage plus d'incertitude dans les calculs de fiabilité. D'autre part, dans les exemples que nous avons étudié, le MCT présente une largeur d'intervalle de fiabilité plus étroite que le modèle basé sur les SMC. Enfin, le MCT permet la combinaison d'avis des experts en cas de conflit grâce à l'utilisation de plusieurs opérateurs de combinaison. Ce point sera traité dans nos futurs travaux.

## REFERENCES

- [1] Exida, *Safety Equipment Reliability Handbook*. 2nd Edition, 2005.
- [2] T. A. Kletz, *Identifying and assessing process industry hazards*. 4th Edition, Institution of chemical engineers, 1999.
- [3] M. Drouin, G. Parry, J. Lehner, G. Martinez-Guridi, J. LaChance, and T. Wheeler, *Guidance on the Treatment of Uncertainties Associated with PRAs in Risk-informed Decision making*. Report, NUREG1855-V.1, 2009.
- [4] W. L. Oberkampf, J. C. Helton, C. A. Joslyn, S. F. Wojtkiewicz, and S. Ferson, "Challenge problems: uncertainty in system response given uncertain parameters," *Reliability Engineering and System Safety*, vol. 85, pp. 11–19, 2004.
- [5] K. Durga Raoa, H. Kushwahaa, A. Vermab, and A. Srividya, "Quantification of epistemic and aleatory uncertainties in level-1 probabilistic safety assessment studies," *Reliability Engineering and System Safety*, vol. 92, pp. 947–956, 2007.
- [6] T. M. Strat and J. D. Lowrance, *Evidential Reasoning with Continuous Variables*. Technical Note, Artificial Intelligence Center, SRI International, Menlo Park, California, 1999.
- [7] F. Aguirre, M. Sallak, and W. Schön, "Fiabilité des systèmes complexes en présence d'incertitudes : Modèle des croyances transférables pour la prise en compte des dépendances." *17ème Colloque National de Maîtrise des Risques et Sécurité de Fonctionnement, Lambda-mu 17, La Rochelle, France*, 2010.
- [8] A. P. Dempster, "Upper and lower probabilities induced by multivalued mapping," *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 38, pp. 325–339, 1967.
- [9] G. Shafer, *A Mathematical Theory of Evidence*. Princeton University Press, 1976.
- [10] P. Smets and R. Kennes, "The transferable belief model," *Artificial Intelligence*, vol. 66, pp. 191–243, 1994.
- [11] P. Smets, "The application of the transferable belief model to diagnosis problems," *International Journal of Intelligent Systems*, vol. 13, pp. 127–158, 1998.
- [12] M. Rausand and A. Høyland, *System Reliability Theory: Models and Statistical Methods*. John Wiley and Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 2004 (2nd Edition).