

RAPPORT D'ÉTUDE  
N° DRA-15-149432-05862A

01 / 07 / 2015

## **DRA 71 - Opération B**

**Méthode d'évaluation des fréquences et  
des probabilités à partir des données de  
retour d'expérience**



## **DRA71 – Opération B**

# **Méthode d'évaluation des fréquences d'occurrence et des probabilités de défaillance à partir des données de retour d'expérience**

**Direction des Risques Accidentels**

Liste des personnes ayant participé à l'étude : Yann FLAUW

## PREAMBULE





Le présent rapport a été établi sur la base des informations fournies à l'INERIS, des données (scientifiques ou techniques) disponibles et objectives et de la réglementation en vigueur.

La responsabilité de l'INERIS ne pourra être engagée si les informations qui lui ont été communiquées sont incomplètes ou erronées.

Les avis, recommandations, préconisations ou équivalents qui seraient portés par l'INERIS dans le cadre des prestations qui lui sont confiées, peuvent aider à la prise de décision. Etant donné la mission qui incombe à l'INERIS de par son décret de création, l'INERIS n'intervient pas dans la prise de décision proprement dite. La responsabilité de l'INERIS ne peut donc se substituer à celle du décideur.

Le destinataire utilisera les résultats inclus dans le présent rapport intégralement ou sinon de manière objective. Son utilisation sous forme d'extraits ou de notes de synthèse sera faite sous la seule et entière responsabilité du destinataire. Il en est de même pour toute modification qui y serait apportée.

L'INERIS dégage toute responsabilité pour chaque utilisation du rapport en dehors de la destination de la prestation.

	<b>Rédaction</b>	<b>Vérification</b>		<b>Approbation</b>
<b>NOM</b>	Yann FLAUW	Valérie de DIANOUS	Frédéric MERLIER	Sylvain CHAUMETTE
<b>Qualité</b>	Ingénieur Unité Quantification des Risques et performance des Barrières  Direction des Risques Accidentels	Responsable Unité Quantification des Risques et performance des Barrières  Direction des Risques Accidentels	Délégué Appui à l'administration  Direction des Risques Accidentels	Responsable du Pôle Analyse et Gestion Intégrées des Risques  Direction des Risques Accidentels
<b>Visa</b>				

## SOMMAIRE

<b>1. INTRODUCTION.....</b>	<b>7</b>
<b>2. RAPPEL DES TYPES DE DONNEES NECESSAIRES .....</b>	<b>9</b>
<b>3. PERIMETRE D'ETUDE ET HYPOTHESES RETENUES .....</b>	<b>11</b>
3.1 Problématique .....	11
3.2 Cas du mode continu.....	12
3.3 Cas du mode sollicitation.....	12
3.4 Hypothèses retenues.....	13
<b>4. CHOIX D'UN ESTIMATEUR A PARTIR D'UN RETOUR D'EXPERIENCE... 15</b>	<b>15</b>
4.1 Mode continu .....	15
4.2 Mode sollicitation .....	20
4.3 Exemples.....	25
<b>5. QUALIFICATION DE LA QUALITE D'UN ECHANTILLON DE RETOUR D'EXPERIENCE .....</b>	<b>27</b>
5.1 Présentation de la méthode et contexte d'utilisation .....	27
5.2 Liste des critères pris en compte pour l'évaluation de la qualité.....	28
5.3 Echelle de score .....	35
5.4 Exemples.....	37
<b>6. SYNTHESE DES FORMULES IMPORTANTES .....</b>	<b>41</b>
6.1 Notation de la qualité d'un échantillon de retour d'expérience .....	41
6.2 Mode continu .....	41
6.3 Mode sollicitation .....	42
<b>7. CONCLUSION .....</b>	<b>43</b>
<b>8. REFERENCES.....</b>	<b>45</b>
<b>9. LISTE DES ANNEXES .....</b>	<b>47</b>



## GLOSSAIRE

E	Expérience, c'est-à-dire la somme des durées d'observations, ou le nombre total d'observations. Suivant les cas, E est exprimé en années, en heures ou sans unité (nombre d'opérations par exemple)
EI	Evénement initiateur
ERC	Evénement redouté central
ES	Evénement secondaire
MMR	Mesure de maîtrise des risques
N	Nombre d'occurrence de l'événement considéré, issu du retour d'expérience. N est sans unité.
$PFD_{avg}$	Probabilité moyenne de défaillance à la sollicitation
PhD	Phénomène dangereux
REX	Retour d'expérience





## 1. INTRODUCTION

La loi n°2003-699 du 30 juillet 2003<sup>1</sup> a introduit l'obligation de produire des études de dangers donnant lieu « à une analyse de risques qui prend en compte la probabilité d'occurrence, la cinétique et la gravité des accidents potentiels selon une méthodologie qu'elle explicite ». Des arrêtés et circulaires sont venus compléter cette exigence législative en déterminant ou proposant des règles d'élaboration des études de dangers. En particulier, l'arrêté du 29 septembre 2005 relatif à l'évaluation et à la prise en compte de la probabilité d'occurrence, de la cinétique, de l'intensité des effets et de la gravité des conséquences des accidents potentiels dans les études de dangers des installations classées soumises à autorisation précise dans son article 2 comment évaluer la probabilité d'occurrence des phénomènes dangereux et accidents :

*« L'évaluation de la probabilité s'appuie sur une méthode dont la pertinence est démontrée. Cette méthode utilise des éléments qualifiés ou quantifiés tenant compte de la spécificité de l'installation considérée. Elle peut s'appuyer sur la fréquence des événements initiateurs spécifiques ou génériques et sur les niveaux de confiance des mesures de maîtrise des risques agissant en prévention ou en limitation des effets.*

*A défaut de données fiables, disponibles et statistiquement représentatives, il peut être fait usage de banques de données internationales reconnues, de banques de données relatives à des installations ou équipements similaires mis en œuvre dans des conditions comparables, et d'avis d'experts fondés et justifiés.*

*Ces éléments sont confrontés au retour d'expérience relatif aux incidents ou accidents survenus sur l'installation considérée ou des installations comparables ».*

Le retour d'expérience peut ainsi permettre d'évaluer ou de valider les paramètres intervenant dans les évaluations des probabilités d'occurrence des phénomènes dangereux et accidents.

Le présent rapport s'inscrit dans le cadre du programme d'appui technique DRA71 (Evaluation des systèmes à risques) – opération B (Probabilités). Il fait la synthèse de deux documents précédents : une note sur l'évaluation des fréquences et des probabilités à partir des données de retour d'expérience<sup>2</sup> et un rapport qualifiant la collecte des données la complétant<sup>3</sup>. La note de 2011 proposait des formules d'estimation de fréquences d'occurrence à partir d'un retour d'expérience, en laissant un paramètre variable appelé gamma : différentes valeurs de ce paramètre ont été proposées en fonction de la « qualité » de la base de données utilisée. Le rapport de 2013 développait cette correspondance en proposant une méthode de notation des bases de données pour y associer une valeur du paramètre gamma évoqué ci-dessus.

Ce rapport rappelle dans le chapitre 2 les données d'entrée nécessaires pour estimer une fréquence ou probabilité à partir d'un retour d'expérience. Le chapitre 3 précise le contexte d'utilisation de la méthode développée dans ce rapport, et les hypothèses sous-jacentes. Le chapitre 4 présente les formules d'estimation issues de la note de

---

<sup>1</sup> Loi n° 2003-699 du 30/07/03 relative à la prévention des risques technologiques et naturels et à la réparation des dommages

<sup>2</sup> Rapport DRA-11-117406-02149B (DRA71) datant de 2011.

<sup>3</sup> Rapport DRA-13-133211-06764A (DRA71) datant de 2013.

2011 en fonction du paramètre gamma. Le chapitre 5 présente la méthode d'attribution de scores à une base de données et les correspondances avec les valeurs de gamma ; cette méthode est celle présentée dans le rapport de 2013. Enfin, le chapitre 6 présente une synthèse des formules importantes issues des chapitres 4 et 5.

## 2. RAPPEL DES TYPES DE DONNEES NECESSAIRES

Les évaluations des probabilités d'occurrence dans les études de dangers peuvent faire intervenir différents paramètres, comme illustré sur la représentation du nœud-papillon ci-dessous.

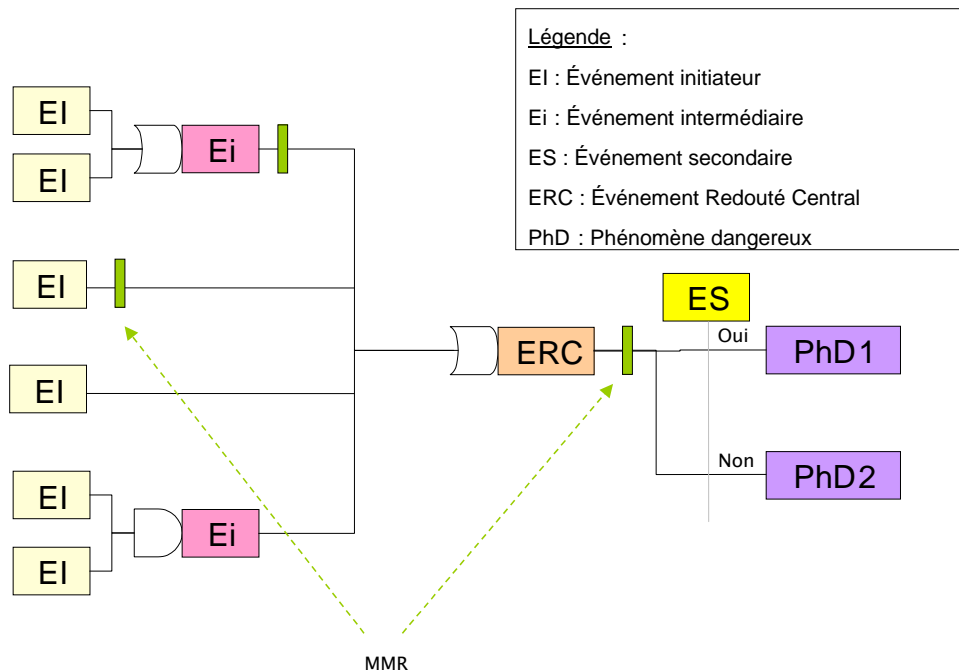


Figure 1 : Illustration de nœud-papillon

Légende :

⌋ : Symbole de la porte OU

▬ : Symbole retenu pour représenter une mesure de maîtrise des risques

⌋ : Symbole de la porte ET

Les éléments qui vont intervenir dans le calcul de la probabilité d'occurrence des phénomènes dangereux (PhD) et accidents majeurs peuvent être :

- **Les événements initiateurs (EI)** : il peut s'agir des événements dits indésirables (dysfonctionnements, dérives internes ou agressions externes) ou des événements courants. Par exemple, la présence de combustibles dans un entrepôt est un événement courant qui sera traité dans le nœud papillon si l'on étudie la possibilité d'un feu de cellule en combinaison avec d'autres événements (présence de carburant et d'une source d'inflammation).

*Remarque :* Si la partie « arbre des causes » n'est pas détaillée dans le nœud papillon, le premier événement représenté sur le nœud papillon est l'événement redouté central. Ce dernier peut alors être assimilé à un événement initiateur, et l'évaluation de sa fréquence d'occurrence annuelle à partir du retour d'expérience sera similaire à celle d'un EI.

- **Les mesures de maîtrise des risques (MMR)** (techniques et/ou humaines).
- **Les événements secondaires (ES)** : il peut s'agir des événements de type présence d'une source d'inflammation, présence de pluie, vent, etc.

Trois types de données existent :

- 1/ **Les données relatives à l'occurrence des événements (initiateurs ou redoutés centraux)**, qui s'expriment en fréquences annuelles ;
- 2/ **Les données relatives à la probabilité de défaillance des mesures de maîtrise des risques** (notées MMR) (techniques ou humaines) ; on distinguera deux types de MMR, celles qui fonctionnent en continu, et celles qui fonctionnent sur sollicitation.
- 3/ **Les données relatives aux probabilités d'événements** : probabilités conditionnelles des événements secondaires (exemple : probabilité d'inflammation sachant l'occurrence d'un événement redouté central), ou probabilités d'occurrence d'un événement par opération. Nous montrerons que la même approche que celle pour les MMR fonctionnant à la sollicitation peut être utilisée. Les données recueillies peuvent être des taux de présence des enjeux, un nombre de jours par an où il pleut, etc.

### **3. PERIMETRE D'ETUDE ET HYPOTHESES RETENUES**

#### **3.1 PROBLEMATIQUE**

Il existe un grand nombre de situations différentes où l'on souhaite exploiter le retour d'expérience pour en déduire une fréquence ou une probabilité. Il peut s'agir d'un événement pouvant se produire à n'importe quel moment (typiquement un feu d'entrepôt), d'un événement ne pouvant se produire qu'au cours d'une opération (par exemple la fuite d'un flexible), ou encore d'un événement secondaire à un autre événement redouté (par exemple l'inflammation d'une nappe de liquide inflammable suite à une fuite). Enfin, on peut chercher à estimer les probabilités de défaillance d'une MMR (technique ou humaine).

Une MMR est destinée à accomplir une ou plusieurs fonctions de sécurité. Lorsqu'une probabilité de défaillance d'une MMR est évoquée, il s'agit de la probabilité pour que cette MMR ne soit pas capable d'accomplir une fonction de sécurité précise. Pour définir une probabilité de défaillance, il est donc indispensable de définir au préalable la fonction à laquelle elle se rapporte.

Conformément aux normes CEI 61508 [1] et CEI 61511 [2], nous distinguerons ici deux types de MMR : celles fonctionnant en continu, et celles fonctionnant à la sollicitation. Une MMR est dite à mode de fonctionnement continu lorsqu'en cas de défaillance de la fonction de sécurité, un danger apparaît, sans autre défaillance. Au contraire, une MMR est dite à mode de fonctionnement sur sollicitation lorsqu'en cas de défaillance de la fonction de sécurité, un danger n'apparaît que si un événement sollicitant la MMR se produit également. Il est à noter que dans l'approche nœud-papillon privilégiée par l'INERIS dans ses études de dangers, les défaillances de MMR fonctionnant en continu sont assimilées à des événements initiateurs et représentées comme tels.

Pour résumer, nous avons choisi dans la suite de ce rapport de distinguer 5 cas types représentatifs de la majorité des situations où le retour d'expérience pourrait être exploité :

- Événement pouvant se produire à n'importe quel moment (exemple : feu d'entrepôt).
- Événement ne pouvant se produire qu'au cours d'une opération limitée dans le temps (exemple : fuite d'un flexible au cours d'un dépotage).
- Événement conditionné à l'occurrence d'un autre événement (exemple : inflammation d'une nappe de liquide inflammable suite à une perte de confinement).
- MMR fonctionnant en continu.
- MMR fonctionnant sur sollicitation.

Nous avons choisi de répartir ces cas en deux groupes, appelés « mode continu » et « mode sollicitation », car les calculs des estimateurs sont très différents entre ces deux groupes, et au contraire très similaires au sein de ces groupes.

### 3.2 CAS DU MODE CONTINU

Ce mode regroupe tous les cas où le retour d'expérience à exploiter comporte un nombre de défaillances et une expérience exprimée en **unité temporelle**. Le paramètre à estimer est alors une fréquence d'occurrence annuelle, ou un taux de défaillance horaire.

Les trois exemples suivants sont représentatifs des différents cas de ce mode :

- Feu d'entrepôt : on compte le nombre de feu d'entrepôts s'étant produit sur un échantillon d'entrepôts et à horizon temporel donné. L'expérience est le produit du nombre d'entrepôts observés et de la durée d'observation. Le paramètre à estimer est la fréquence d'occurrence annuelle du feu.
- Fuite d'un flexible : on compte le nombre de fuites se produisant au cours d'un dépotage de durée moyenne connue et de fréquence annuelle connue. Le paramètre à estimer est, au choix, le taux de fuite horaire pendant le dépotage, ou la fréquence d'occurrence annuelle d'une fuite.
- Défaut d'étanchéité d'un joint : le joint peut être assimilé à une barrière fonctionnant en continu associée à la fonction « assurer l'étanchéité d'une cuve ». A partir du nombre de fuites et du temps d'observation, on veut estimer le taux de défaillance horaire de la MMR. Il est à noter que beaucoup ne considéreront pas le joint d'étanchéité comme une MMR continue, car le joint est du ressort de la conception. Typiquement on considèrera plutôt pour ce cas l'EI « défaut d'étanchéité du joint ». Cependant, d'un point de vue mathématique, les deux approches sont strictement équivalentes.

### 3.3 CAS DU MODE SOLLICITATION

Ce mode regroupe tous les cas où le retour d'expérience à exploiter comporte un nombre de défaillances et une expérience exprimée **sans unité**. Cette expérience sera typiquement un nombre d'opérations ou un nombre d'observations d'un autre événement. Le paramètre qui sera estimé à partir du retour d'expérience est alors la probabilité d'avoir une défaillance pour chaque opération ou observation.

Les trois exemples suivants sont représentatifs des différents cas de ce mode :

- Fuite d'un flexible : on compte le nombre de fuites se produisant au cours d'un dépotage de durée moyenne connue ou non et de fréquence annuelle connue. Mais à la différence du cas cité dans la partie précédente, on ne cherche plus à estimer la fréquence d'occurrence annuelle de cet événement, mais la probabilité d'avoir une fuite par opération de dépotage.
- Non fonctionnement d'une soupape de sécurité : on compte le nombre de défaillances de la soupape observées au cours des tests de maintenance effectués à intervalles réguliers. On va estimer la probabilité d'observer une défaillance à chaque test de maintenance, et en déduire la  $PF_{D,avg}$  de cette MMR.

- Inflammation d'une nappe de liquide inflammable suite à une fuite : on compte le nombre de fois où une fuite s'est enflammée. Le paramètre à estimer est ici la probabilité d'inflammation d'une nappe de liquide inflammable sachant qu'il y a eu une fuite.

### **3.4 HYPOTHESES RETENUES**

Pour chacun des 5 types d'événements identifiés au chapitre 3.1, nous retenons la même hypothèse : la probabilité instantanée (c'est-à-dire à tout moment) d'occurrence de l'événement est constante au cours du temps. Cela signifie que l'événement n'a pas plus de chance de se produire à un moment qu'à n'importe quel autre. Cette hypothèse implique que le temps moyen entre deux défaillances suit une loi exponentielle, ce qui va permettre de calculer facilement des intervalles de confiance sur les fréquences et probabilités estimées (cf. annexes).

Dans le cas du mode continu présenté au chapitre 3.2, nous raisonnons de plus en temps continu, c'est-à-dire qu'on ne discrétise pas le temps en petits intervalles sur lesquels on observerait ou non l'occurrence de l'événement étudié, l'un après l'autre. Cela permet d'estimer directement une fréquence d'occurrence pour l'événement.





## 4. CHOIX D'UN ESTIMATEUR A PARTIR D'UN RETOUR D'EXPERIENCE

### 4.1 MODE CONTINU

#### 4.1.1 FREQUENCES D'OCCURRENCE DES EVENEMENTS INITIATEURS ET DES ERC

##### 4.1.1.1 NOTATIONS ET HYPOTHESES

L'objectif est de pouvoir estimer la fréquence d'occurrence annuelle d'un événement initiateur (ou redouté central mais assimilé à un événement initiateur d'après la remarque de la partie 1) à partir de données de retour d'expérience. Pour cela, nous devons considérer :

- L'événement initiateur (ou redouté central mais assimilé à un initiateur d'après la remarque de la partie précédente), noté **A**.
- L'expérience, exprimée en **années**, correspondant à la somme des durées d'observation. Par exemple, si l'événement initiateur étudié est le feu d'entrepôt, et que l'on compte le nombre d'incendies sur 100 entrepôts pendant 5 ans, l'expérience est de  $5 \times 100 = 500$  ans. Cette expérience sera notée **E**.
- Le nombre total de fois où l'occurrence de l'événement considéré a été observée au cours de E. Ce nombre sera noté **N**.
- La fréquence d'occurrence annuelle de l'événement étudié, inconnue et que l'on cherche à estimer, notée  $f_A$ .
- Le meilleur estimateur sans biais de  $f_A$ , noté  $\hat{f}_A$ . « Meilleur estimateur sans biais » signifie que  $\hat{f}_A$  converge vers  $f_A$  lorsque  $N \rightarrow +\infty$ , et que c'est l'estimateur qui converge le plus vite.
- La valeur qui sera au final retenue pour la fréquence d'occurrence annuelle de A, notée  $\tilde{f}_A$ . Si l'on retient  $\tilde{f}_A \neq \hat{f}_A$ , alors nécessairement  $\tilde{f}_A$  est un estimateur biaisé de  $f_A$  (car  $\hat{f}_A$  est le meilleur sans biais). Mais  $\tilde{f}_A$  est potentiellement plus pertinent, surtout pour N petit, car il peut intégrer, au travers de son biais, des incertitudes liées à la faible taille de l'échantillon, ou à une mauvaise qualité de la base de données considérée.

Sous les hypothèses du chapitre 3.4, la variable aléatoire  $N(t)$ , correspondant au nombre d'occurrences de A sur une période t, suit une loi de Poisson de paramètre  $f_A t$ , et le délai entre deux occurrences successives de A suit une loi exponentielle de paramètre  $f_A$ .

#### 4.1.1.2 ESTIMATEUR SANS BIAIS DE $f_A$

Un estimateur intuitif de  $f_A$  est le suivant :

$$\hat{f}_A = \frac{N}{E}$$

L'estimateur  $\hat{f}_A$  est un estimateur du maximum de vraisemblance. Il est exhaustif, sans biais, de variance minimum, consistant et asymptotiquement gaussien.

Cet estimateur a cependant des inconvénients majeurs :

- Il ne prend pas en compte la « quantité d'information » issue du retour d'expérience. Par exemple, une seule observation de A ( $N = 1$ ) sur cinq ans ( $E = 5$ ), conduit au même résultat que dix observations de A ( $N = 10$ ) sur cinquante ans ( $E = 50$ ).
- La non observation de A ( $N = 0$ ) conduit à une valeur nulle de  $\hat{f}_A$  (et donc à un risque nul si on retient cette valeur). De même, aucune observation de A ( $N = 0$ ) sur un an ( $E = 1$ ) conduit à un « meilleur » résultat qu'une seule observation de A ( $N = 1$ ) sur n'importe quel (grand) nombre d'années.
- Il ne fournit aucune information sur la confiance que l'on peut avoir en ce résultat.

Pour résumer,  $\hat{f}_A$  est un bon estimateur pour N grand, mais il est très peu représentatif pour N petit en raison de la forte variabilité potentielle de  $f_A$ .

#### 4.1.1.3 INTERVALLE DE CONFIANCE

Une autre approche consiste à raisonner en intervalles de confiance. On cherche en pratique  $\hat{f}_A^{max}$  tel que la vraie valeur (inconnue) de  $f_A$  lui soit inférieure dans une proportion  $\gamma$  des cas. L'intervalle  $[0; \hat{f}_A^{max}]$  est appelé intervalle à niveau de confiance  $\gamma$  de  $f_A$ . Le problème est de choisir une valeur de  $\gamma$  « satisfaisante ».  $\gamma$  doit bien sûr être pris supérieur à 50%, car retenir une valeur qui sous-estimerait la valeur réelle dans plus de 50% des cas n'aurait pas beaucoup de sens.

Sous les hypothèses de la section 4.1.1, nous retenons la valeur suivante de  $\hat{f}_A^{max}$  :

$$\hat{f}_A^{max} = \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2)$$

Où  $\chi_\gamma^2(2N + 2)$  est le quantile d'ordre  $\gamma$  de la loi du Chi Deux à  $2N + 2$  degrés de liberté. Il est intéressant de noter que cette formule est équivalente à une formule plus simple pour  $\gamma = 90\%$  (cf. annexe 1).

L'estimateur  $\hat{f}_A^{max}$  est biaisé, mais plus satisfaisant que  $\hat{f}_A$  car il surestime dans une proportion  $\gamma$  des cas la vraie valeur de  $f_A$  (avec  $\gamma \geq 50\%$ ). Nous noterons d'autre part que  $\hat{f}_A^{max}$  est de la forme  $N'/E$ . Cela revient conceptuellement à

surestimer le nombre réel d'occurrence de A observées par  $N' = \frac{1}{2} \chi_{\gamma}^2(2N + 2)$ . Le tableau suivant donne les valeurs de  $N'$  en fonction de choix de  $\gamma$  et de N.

Tableau 1 : Valeurs de  $N'$  en fonction de N et  $\gamma$

$\gamma$ N	0	1	2	3	4	5	10	15	100	500	1000
90%	2,3	3,9	5,3	6,7	8	9,3	15,4	21	114	530	1042
80%	1,6	3	4,3	5,5	6,7	7,9	13,7	19	109	520	1028
70%	1,2	2,4	3,6	4,8	5,9	7	12,5	18	106	513	1018
60%	0,9	2	3,1	4,2	5,2	6,3	11,5	17	103	507	1009
50%	0,7	1,7	2,7	3,7	4,7	5,7	10,7	16	101	501	1001

Il faut également décider quelle valeur retenir pour  $\tilde{f}_A$ , estimateur de la fréquence d'occurrence de A. On pourrait imaginer une approche retenant  $\hat{f}_A^{max}$  s'il est trop grand devant  $\hat{f}_A = \frac{N}{E}$  et  $\hat{f}_A$  sinon<sup>4</sup>. Mais cela nécessiterait un nouveau choix arbitraire pour décider quand privilégier l'un par rapport à l'autre, et introduirait une discontinuité dans les valeurs de l'estimateur. De plus, cette approche reviendrait à n'utiliser les intervalles de confiance que pour des petites valeurs de N, alors que c'est justement pour N grand que  $\hat{f}_A^{max}$  est le plus représentatif de la vraie valeur de  $f_A$ . L'INERIS préconise donc de retenir  $\tilde{f}_A = \hat{f}_A^{max} = \frac{N'}{E}$ .

Un arbitrage doit finalement être fait entre **pertinence de la valeur de  $N'$  retenue** (qui correspond à un choix de  $\gamma$ ), et **confiance accordée en cette valeur**. Si l'on choisit  $\gamma = 90\%$ , on obtient une valeur de  $N'$  donc de  $\tilde{f}_A$  assez pénalisante mais qui majore la fréquence estimée dans 90% des cas. Si l'on prend  $\gamma = 50\%$ , on a une valeur potentiellement plus proche de la réalité, mais qui a une chance sur deux de sous-estimer la valeur réelle de la fréquence estimée. De plus, si N est petit, la variance de la variable aléatoire  $N(t)$  définie en 4.1.1.1 est très grande, et  $\hat{f}_A^{max}$  peut très largement sous-estimer  $f_A$  si l'on prend  $\gamma = 50\%$ .

Nous proposons une méthode de détermination du paramètre  $\gamma$  en fonction de la qualité du retour d'expérience utilisé. Cette méthode est développée au chapitre 5.

<sup>4</sup> C'est l'approche actuellement retenue pour les canalisations de transports. En dessous d'un écart **relatif** de 40% entre  $\hat{f}_A^{max}$  et  $\hat{f}_A$ , c'est  $\hat{f}_A$  qui est retenue. L'INERIS note que cette approche introduit un effet de seuil non justifié lorsque N dépasse une certaine valeur. Raisonner en écart **absolu** serait plus raisonnable, car l'effet de seuil serait alors justifiable si l'on prend comme écart absolu une valeur d'un ordre de grandeur inférieur aux fréquences usuelles de fuites des canalisations de transport. Il est également à noter que la valeur retenue pour  $\hat{f}_A^{max}$  dans le cas des canalisations de transports a été modifiée suite à la note de 2011 pour proposer une formule équivalente à celle présentée ci-dessus et pour  $\gamma = 90\%$ , mais n'utilisant pas de quantile d'une loi du Chi-deux. Nous reportons le lecteur à l'annexe 1 pour cette équivalence.

#### 4.1.1.4 TABLEAU DE CORRESPONDANCE

Afin de visualiser la formule présentée au paragraphe précédent, nous avons dressé un tableau de correspondance entre les données de retour d'expérience et les classes de probabilités d'occurrence annuelle définies dans l'arrêté PCIG. Nous avons pris  $\gamma = 90\%$  pour calculer les estimateurs des fréquences d'occurrence annuelles. Nous avons indiqué dans le tableau les intervalles de E (exprimé en années) correspondant aux classes, pour différentes valeurs de N : 0, 1, 5 et 10.

Tableau 2 : Tableau de correspondance entre classe de POA et valeurs de E

Classe de probabilité	E	D	C	B	A
Qualitative	"événement possible mais extrêmement peu probable"	"événement très improbable"	"Evénement improbable"	"événement probable"	"Evénement courant"
	<i>n'est pas impossible au vu des connaissances actuelles, mais non rencontré au niveau mondial sur un très grand nombre d'années d'installations</i>	<i>s'est produit dans ce secteur d'activité mais a fait l'objet de mesures correctives réduisant significativement sa probabilité</i>	<i>un événement similaire déjà rencontré dans le secteur d'activité ou dans ce type d'organisation au niveau mondial, sans que les éventuelles corrections intervenues depuis apportent une garantie de réduction significative de sa probabilité</i>	<i>s'est produit et/ou peut se produire pendant la durée de vie de l'installation</i>	<i>s'est produit sur le site considéré et/ou peut se produire à plusieurs reprises pendant la vie de l'installation, malgré d'éventuelles mesures correctives</i>
Quantitative (par unité et par an)	$10^{-5}$	$10^{-4}$	$10^{-3}$	$10^{-2}$	
N = 0	$E > 230.000$	$23.000 < E < 230.000$	$2.300 < E < 23.000$	$230 < E < 2.300$	$E < 230$
N = 1	$E > 380.000$	$38.000 < E < 380.000$	$3.800 < E < 38.000$	$380 < E < 3.800$	$E < 380$
N = 5	$E > 910.000$	$91.000 < E < 910.000$	$9.100 < E < 91.000$	$910 < E < 9.100$	$E < 910$
N = 10	$E > 1.500.000$	$150.000 < E < 1.500.000$	$15.000 < E < 150.000$	$1.500 < E < 15.000$	$E < 1.500$

Les valeurs indiquées pour E dans ce tableau peuvent paraître déraisonnablement élevées, mais il est capital de se rappeler qu'il s'agit d'une expérience, et non pas juste du nombre d'années d'observation d'une installation ou d'un équipement. E est le produit du nombre d'entités observées par la durée d'observation. Si le premier terme de ce produit est grand, c'est-à-dire que l'échantillon observé est de grande taille, on

obtient potentiellement de grandes valeurs de E même sur des durées d'observation à échelle humaine (quelques années).

Pour un exemple chiffré, nous référons le lecteur à la partie 4.3.

## 4.1.2 TAUX DE DEFAILLANCE HORAIRE D'UNE MMR FONCTIONNANT EN CONTINU OU D'UN EQUIPEMENT

### 4.1.2.1 NOTATIONS ET HYPOTHESES

L'objectif est de pouvoir estimer un taux de défaillance horaire à partir de données de retour d'expérience. Il peut s'agir d'une MMR (technique ou humaine) fonctionnant en continu, ou encore d'un équipement ne fonctionnant pas nécessairement en permanence (par exemple un flexible sollicité uniquement lors d'un dépotage). Pour cela, nous devons considérer :

- L'expérience, exprimée en **heures**, correspondant à la somme des durées d'observation. Par exemple, si l'on étudie le nombre de défaillances d'un joint d'étanchéité, et que l'on observe 10 joints pendant 5 ans, alors l'expérience est de  $10 \times 5 \times 8760 = 438\,000$  heures. Si l'événement étudié est la fuite d'un flexible, et que l'on observe 10 flexibles fonctionnant en moyenne 1 heure 100 fois par an, l'expérience est de  $10 \times 1 \times 100 = 1000$  heures. Cette expérience sera notée **E**.
- Le nombre total de fois où l'occurrence de l'événement considéré a été observée au cours de E. Ce nombre sera noté **N**.
- Le taux de défaillance horaire que l'on cherche à estimer, noté  $\lambda$ .
- La valeur qui sera au final retenue pour le taux de défaillance horaire, noté  $\tilde{\lambda}$ .

Sous les hypothèses du chapitre 3.4, la variable aléatoire  $N(t)$ , correspondant au nombre d'occurrences de la défaillance sur une période t, suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda t$ , et le délai entre deux occurrences successives de la défaillance suit une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ .

### 4.1.2.2 ESTIMATEUR DU TAUX DE DEFAILLANCE

Nous raisonnons par analogie avec la partie 4.1.1. Il faut juste faire attention à exprimer l'expérience en heures et non en années. Pour les mêmes raisons que celles développées dans la partie précédente, l'INERIS préconise de retenir la valeur suivante pour  $\tilde{\lambda}$  :

$$\tilde{\lambda} = \frac{1}{2E} \chi_{\gamma}^2(2N + 2)$$

Cette valeur correspond à la borne supérieure de l'intervalle de confiance à  $\gamma$  du taux de défaillance horaire

## 4.2 MODE SOLLICITATION

### 4.2.1 PROBABILITES DE DEFAILLANCE DES MMR FONCTIONNANT A LA SOLLICITATION

#### 4.2.1.1 PARAMETRES A ESTIMER

Les données et paramètres à considérer sont :

- Le nombre de tests de maintenance effectués pendant la durée d'observation et pour l'ensemble des MMR observées. Ce nombre sera noté **E**, et est **sans unité**.
- Le nombre de défaillances dangereuses non détectées de la MMR, qui ont été observées pendant les E tests. Ce nombre sera noté **N**.
- La durée moyenne séparant deux tests de maintenance, notée **T**.
- La vraie probabilité moyenne de défaillance à la sollicitation de la MMR, inconnue, que l'on cherche à estimer. Elle sera notée ***PF<sub>D</sub>*<sub>avg</sub>**.
- Le taux de défaillance horaire de la MMR, noté  **$\lambda$** .
- La défiabilité de la MMR notée ***F(t)*** qui représente la probabilité que la fonction de sécurité ne soit plus assurée au bout d'un temps t. On a  $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ .
- La probabilité d'observer une défaillance dangereuse non détectée lors d'un test, notée **p**. C'est ce paramètre que le retour d'expérience va directement estimer. Les estimateurs des autres paramètres en seront déduits. On a en effet  $p = F(T) = 1 - e^{-\lambda T}$  et  $PF_{D_{avg}} = \frac{1}{T} \int_0^T F(t) dt$ , soit  $PF_{D_{avg}} = 1 + \frac{p}{\ln(1-p)}$ , où  $\ln()$  représente le logarithme népérien. Cette valeur est bien inférieure à 1 car  $\ln(1-p) < 0$ .
- Le meilleur estimateur sans biais de p, noté  $\hat{p}$ . On a :  $\hat{p} = \frac{N}{E}$ .
- La valeur qui sera au final retenue pour p, notée  $\tilde{p}$ .
- La valeur retenue comme estimateur de la probabilité moyenne de défaillance à la sollicitation, ***PF<sub>D</sub>*<sub>avg</sub>**, notée  $\widehat{PF}_{D_{avg}}$ , et déduite de  $\tilde{p}$  par  $\widehat{PF}_{D_{avg}} = 1 + \frac{\tilde{p}}{\ln(1-\tilde{p})}$ .

Sous les hypothèses du chapitre 3.4, N(e), correspondant au nombre de défaillances de la MMR pour e tests, suit une loi binomiale de paramètres e et p. De la même façon qu'en section 4, nous introduisons des intervalles de confiance unilatéraux au niveau  $\gamma$ , c'est-à-dire de la forme  $[0, \hat{p}^{\max}]$ .

#### 4.2.1.2 ESTIMATEURS RETENUS

Pour les mêmes raisons qu'en section 4.1, l'INERIS préconise de choisir  $\tilde{p} = \hat{p}^{\max}$ , et de choisir  $\gamma$  en fonction de la qualité de la base de donnée dont sont issues les données du REX (cf. chapitre 5). Sous ces hypothèses, les valeurs de  $\tilde{p}$  retenues sont :

Si  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ , alors  $\tilde{p}_1 = 1$  (zone 1)

Si ( $E > 30$  et  $N < 5$ ) ou ( $E > 50$  et  $\frac{N}{E} < 0.1$ ),  $\tilde{p}_2 = \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2)$  (zone 2)

Si non,  $\tilde{p}_3 = \frac{N + u_\gamma \sqrt{\frac{N(E-N)}{E}}}{E}$  (zone 3)

Où  $u_\gamma$  est le quantile d'ordre  $\gamma$  d'une loi normale centrée réduite.

Nous reportons le lecteur à l'annexe 2 pour des justifications concernant ces formules.

Les valeurs de  $\widehat{PFD}_{avg}$  correspondantes sont :

Si  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ , alors  $\widehat{PFD}_{avg} = \tilde{p}_1 = 1$  (zone 1)  
 Si ( $E > 30$  et  $N < 5$ ) ou ( $E > 50$  et  $\frac{N}{E} < 0.1$ ), alors  $\widehat{PFD}_{avg} = \frac{\tilde{p}_2}{2}$  (zone 2)  
 Si non,  $\widehat{PFD}_{avg} = 1 + \frac{\tilde{p}_3}{\ln(1-\tilde{p}_3)}$  (zone 3)

La formule de la zone 3 peut paraître complexe, mais elle sera en pratique très peu utilisée, vu que dans la plupart des cas, nous nous trouverons dans la zone 2.

Afin de visualiser ces zones, nous avons représenté  $N$  en fonction de  $E$  pour  $E < 100$  et indiqué les zones correspondantes par des couleurs différentes, bleue pour la première, verte pour la deuxième et rouge pour la troisième.

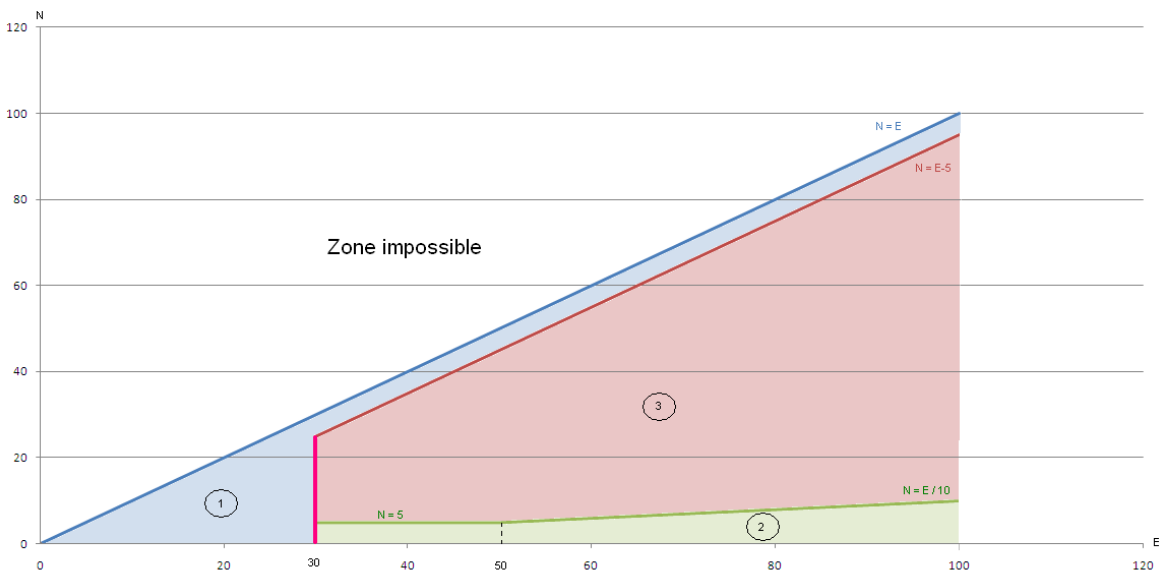


Figure 2 : Zones d'applications des estimateurs pour le mode sollicitation

Si l'on souhaite calculer le niveau de confiance de la MMR, noté **NC**, il suffit d'appliquer la formule  $NC = E(-\log \overline{PFD}_{avg})$ , où  $E()$  désigne la partie entière et  $\log$  le **logarithme en base 10**.

*Remarque :* Il est important de noter que les normes CEI 61508 [1] et CEI 61511 [2] précisent que le niveau de SIL d'une MMR (auquel le niveau de confiance est assimilé) peut en pratique être plus faible que celui calculé par  $E(-\log \overline{PFD}_{avg})$ , si certains critères qualitatifs ne sont pas respectés. Pour simplifier les correspondances entre données issues du REX et NC d'une MMR de sécurité, nous supposons dans la suite que ces critères ne conduisent pas à un choix plus pénalisant de NC. En pratique, il faudra bien sûr mener les deux approches, et retenir la valeur la plus faible pour le niveau de confiance.

#### 4.2.1.3 TABLEAU DE CORRESPONDANCE

En utilisant les formules présentées ci-dessus, nous pouvons établir un tableau de correspondance entre les données de retour d'expérience et les niveaux de confiance des MMR pour  $\gamma = 90\%$  par exemple. Nous avons ainsi indiqué dans le tableau les intervalles de  $E$  (sans unité, nombre de tests de maintenance) correspondant à plusieurs niveaux de confiance, pour différentes valeurs de  $N$  : 0, 1, 5 et 10.

Tableau 3 : Tableau de correspondance entre niveaux de confiance et valeurs de  $E$

Niveau de confiance	0	1	2	3	4	
$\overline{PFD}_{avg}$ correspondante	$10^{-1}$		$10^{-2}$	$10^{-3}$	$10^{-4}$	0
Zone (N,E) correspondante	Zone 1, 2 et 3	Zone 2	Zone 2	Zone 2	Zone 2	Zone 2
$N = 0$	$E < 46$	$46 < E < 460$	$460 < E < 4.600$	$4.600 < E < 46.000$	$E > 46.000$	
$N = 1$	$E < 76$	$76 < E < 760$	$760 < E < 7.600$	$7.600 < E < 76.000$	$E > 76.000$	
$N = 5$	$E < 182$	$182 < E < 18200$	$1.820 < E < 18.200$	$18.200 < E < 182.000$	$E > 182.000$	
$N = 10$	$E < 304$	$304 < E < 3.040$	$3.040 < E < 30.400$	$30.400 < E < 304.000$	$E > 304.000$	

Nous noterons que pour qu'une MMR soit de niveau de confiance non-nul, les données de retour d'expérience doivent être en zone 2, ce qui justifie la remarque de la partie 5.1.2 indiquant que ce sera la formule correspondant à la zone 2,  $\overline{PFD}_{avg} = \frac{1}{4E} \chi_Y^2(2N + 2)$ , qui sera le plus souvent utilisée.



## 4.2.2 PROBABILITE D'OCCURRENCES D'UN EVENEMENT PAR OPERATION

### 4.2.2.1 NOTATIONS ET HYPOTHESES

L'objectif est ici d'estimer la probabilité d'occurrence d'un événement par opération. Par exemple, en 100 dépotages, 6 fuites de flexible ont été observées. On veut alors estimer la probabilité que le flexible fuie pendant un dépotage.

Les données et paramètres à considérer sont :

- L'événement étudié (par exemple fuite d'un flexible), noté **A**.
- Le nombre d'opérations effectuées pendant la durée d'observation. Ce nombre sera noté **E**, et est **sans unité**.
- Le nombre d'occurrence de A au cours des E opérations. Ce nombre sera noté **N**. Il est à noter que  $N < E$  car on suppose que dès que A se produit, l'opération est interrompue.
- La vraie probabilité moyenne d'occurrence de A par opération, inconnue, que l'on cherche à estimer. Elle sera notée  $P_A$ .
- Le meilleur estimateur sans biais de  $P_A$ , noté  $\widehat{P}_A$ . On a :  $\widehat{P}_A = \frac{N}{E}$ .
- La valeur qui sera au final retenue pour  $P_A$ , notée  $\widetilde{P}_A$ .

Sous les hypothèses du chapitre 3.4,  $N(e)$ , correspondant au nombre d'occurrences de A en **e** opérations, suit une loi binomiale de paramètres **e** et  $P_A$ . De la même façon qu'en section 4, nous introduisons des intervalles de confiance unilatéraux au niveau  $\gamma$ , c'est-à-dire de la forme  $[0, \widehat{P}_A^{\max}]$ .

### 4.2.2.2 ESTIMATEURS RETENUS

Nous raisonnons par analogie avec la partie 4.2.1. Les valeurs retenues par l'INERIS sont donc :

*Si  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ , alors  $\widetilde{P}_A = 1$  (zone 1)*

*Si ( $E > 30$  et  $N < 5$ ) ou ( $E > 50$  et  $\frac{N}{E} < 0.1$ ),  $\widetilde{P}_A = \frac{1}{2E} \chi_{\gamma}^2(2N + 2)$  (zone 2)*

*Si non,  $\widetilde{P}_A = \frac{N + u_{\gamma} \sqrt{\frac{N(E-N)}{E}}}{E}$  (zone 3)*

Les zones sont les mêmes que celles définies dans la partie 4.2.1.2 :

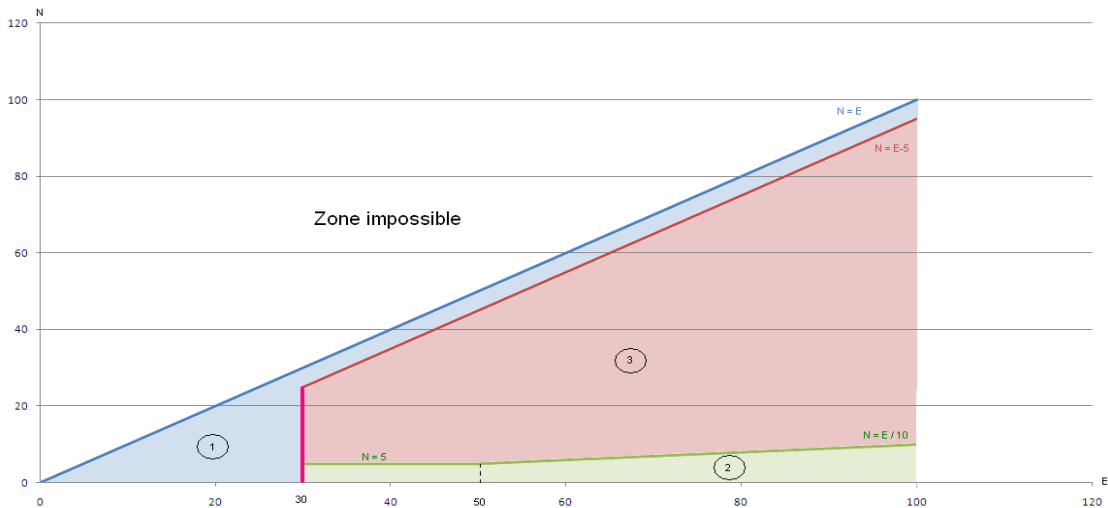


Figure 2 : Zones d'applications des estimateurs pour le mode sollicitation

### 4.2.3 PROBABILITES CONDITIONNELLES D'UN EVENEMENT SECONDAIRE

#### 4.2.3.1 NOTATIONS ET HYPOTHESES

L'objectif est ici d'estimer la probabilité d'occurrence d'un événement secondaire conditionnellement à un événement redouté à partir de données issues du retour d'expérience. Par exemple, 100 fuites de liquide inflammable ont été observées (il s'agit de l'événement redouté central), et parmi ces 100 fuites, 10 se sont enflammées. On veut alors estimer la probabilité d'inflammation d'une nappe de ce liquide sachant qu'il y a eu une fuite.

Pour cela, nous devons considérer :

- Le nombre d'occurrences observées de l'événement redouté central. Ce nombre sera noté **E**.
- Le nombre d'occurrences observées de l'événement secondaire dont on cherche à estimer la probabilité. Ce nombre sera noté **N**.
- La vraie probabilité de l'ES, inconnue, et que l'on cherche à estimer. Cette probabilité sera notée **p**.
- Le meilleur estimateur sans biais de **p**, noté  $\hat{p}$ . On a  $\hat{p} = \frac{N}{E}$ .
- La valeur qui sera au final retenue comme estimateur de **p**, notée  $\tilde{p}$ .

Sous les hypothèses du chapitre 3.4, la variable aléatoire **N(e)**, correspondant au nombre d'occurrence de l'ES lorsque l'ERC s'est produit **e** fois, suit une loi binomiale de paramètre **e** et **p**.

#### 4.2.3.2 ESTIMATEUR DE LA PROBABILITE DE L'EVENEMENT SECONDAIRE

En utilisant les notations et hypothèses précédentes, l'analogie avec la section 4.2.1 est flagrante, et les mêmes choix nous amènent à retenir :

Si  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ , alors  $\tilde{p} = 1$  (zone 1)  
 Si  $(E > 30$  et  $N < 5)$  ou  $(E > 50$  et  $\frac{N}{E} < 0.1)$ , alors  $\tilde{p} = \frac{1}{2E} \chi_{\gamma}^2(2N + 2)$  (zone 2)  
 Sinon,  $\tilde{p} = \frac{N + u_{\gamma} \sqrt{\frac{N(E-N)}{E}}}{E}$  (zone 3)

Les zones sont les mêmes que celles de la partie 4.2.1.2 :

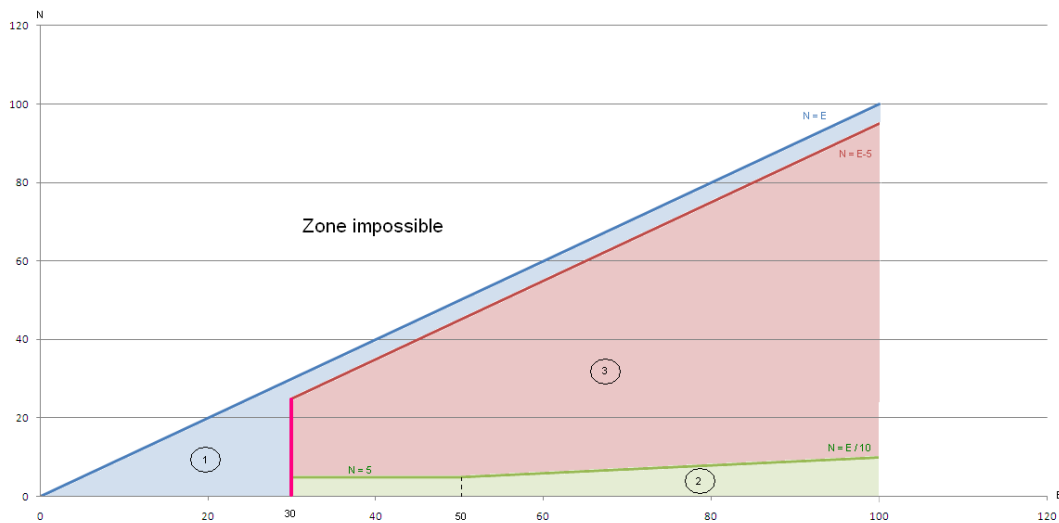


Figure 2 : Zones d'applications des estimateurs pour le mode sollicitation

### 4.3 EXEMPLES

Les données figurant dans cette partie sont fictives et ont pour seule vocation à illustrer les formules présentées ci-dessus.

#### 4.3.1 EVENEMENT INITIATEUR (OU ERC) : FEU D'ENTREPOT

Une étude portant sur 100 entrepôts observés 5 ans rapporte qu'aucun incendie ne s'est produit pendant cette période. Quelle fréquence d'occurrence annuelle peut-on attribuer a priori à l'événement « feu d'entrepôt » ?

Avec les notations de la partie 4.1.1.1,  $E = 100 \times 5 = 500$  ans.  $N = 0$ .

D'après 4.1.1.3, l'INERIS préconise de retenir comme valeur de la fréquence estimée :

$$\tilde{f}_A = \frac{1}{2 \times 500} \chi_{\gamma}^2(2).$$

Soit, pour  $\gamma = 90\%$ ,  $\tilde{f}_A = 4,61 \cdot 10^{-3} \text{ an}^{-1}$ .

Pour  $\gamma = 70\%$ ,  $\tilde{f}_A = 2,41 \cdot 10^{-3} \text{ an}^{-1}$ .

Pour  $\gamma = 50\%$ ,  $\tilde{f}_A = 1,39 \cdot 10^{-3} \text{ an}^{-1}$ .

Pour décider quelle valeur de  $\gamma$  retenir, nous renvoyons le lecteur à la partie 5.

### 4.3.2 MMR FONCTIONNANT EN CONTINU

Une étude portant sur une MMR fonctionnant en continu rapporte qu'en 10 années d'observations sur 50 MMR, 7 défaillances ont été observées.

Avec les notations de la partie 4.1.2.1,  $E = 50 \times 10 \times 8760 = 4\,380\,000$  heures,  $N = 7$ .

D'après 4.1.2.2, l'INERIS préconise de retenir comme valeur du taux de défaillance horaire estimé :  $\tilde{\lambda} = \frac{1}{2 \times 4\,380\,000} \chi_{\gamma}^2(16)$ .

Soit, pour  $\gamma = 90\%$ ,  $\tilde{f}_A = 4,61 \cdot 10^{-6} h^{-1}$ .

Pour  $\gamma = 70\%$ ,  $\tilde{f}_A = 2,10 \cdot 10^{-6} h^{-1}$ .

Pour  $\gamma = 50\%$ ,  $\tilde{f}_A = 1,75 \cdot 10^{-6} h^{-1}$ .

Pour décider quelle valeur de  $\gamma$  retenir, nous renvoyons le lecteur à la partie 5.

### 4.3.3 EVENEMENT INITIATEUR : FUITE D'UN FLEXIBLE PAR OPERATION

Une étude portant sur une installation où des dépotages sont effectués rapporte le nombre de fuites de flexible observées. Sur cette installation, 60 opérations de dépotages sont effectués par an. L'étude dénombre 12 fuites en 10 ans d'observation. Quelle probabilité d'occurrence peut-on attribuer a priori à l'événement « fuite d'un flexible par opération de dépotage » ?

Avec les notations de la partie 4.2.2.1,  $E = 60 \times 10 = 600$  opérations.  $N = 12$ .

D'après 4.2.2.2, comme  $E > 50$  et  $\frac{N}{E} < 0,1$ , l'INERIS préconise de retenir comme valeur du taux de défaillance horaire estimé :  $\tilde{P}_A = \frac{1}{2 \times 600} \chi_{\gamma}^2(26)$ .

Soit, pour  $\gamma = 90\%$ ,  $\tilde{P}_A = 2,96 \cdot 10^{-2}$ .

Pour  $\gamma = 70\%$ ,  $\tilde{P}_A = 2,44 \cdot 10^{-2}$ .

Pour  $\gamma = 50\%$ ,  $\tilde{P}_A = 2,11 \cdot 10^{-2}$ .

Pour décider quelle valeur de  $\gamma$  retenir, nous renvoyons le lecteur à la partie 5.

## **5. QUALIFICATION DE LA QUALITE D'UN ECHANTILLON DE RETOUR D'EXPERIENCE**

### **5.1 PRESENTATION DE LA METHODE ET CONTEXTE D'UTILISATION**

#### **5.1.1 DEFINITION DE L'ECHANTILLON D'ETUDE**

L'objectif de la méthode présentée dans ce chapitre est de proposer des valeurs de  $\gamma$  qui reflètent l'échantillon d'étude, afin d'utiliser les formules du chapitre 4 de manière pertinente.

Un échantillon d'étude est un couple de valeurs N (nombre d'incidents) et E (expérience, telle que définie au chapitre 4) provenant d'une base de données de retour d'expérience. Cet échantillon peut être simplement un extrait d'une base de données et pas la base complète, si l'on souhaite estimer la fréquence d'un événement bien décrit. Par exemple, pour estimer une fréquence de fuite sur une canalisation de transport onshore à partir d'un REX onshore et offshore confondus, il peut être souhaitable d'extraire la partie onshore avant d'appliquer les formules.

La construction d'un échantillon d'étude à partir d'un retour d'expérience n'est cependant pas l'objet de ce chapitre. Nous traiterons dans la suite d'un échantillon déjà construit et donnerons les critères permettant d'en qualifier la qualité.

Une fois l'échantillon d'étude choisi, il est indispensable de préciser le contexte dans lequel la fréquence estimée sera utilisée. Par exemple, considérons la base de données de l'U.S. DoT sur les fuites de canalisations de transport contenant du gaz naturel. La qualité de cette base est évaluée à titre d'exemple dans le chapitre 5.4.2. Supposons maintenant que cette base est utilisée pour estimer une fréquence générique de fuite de canalisation de transport aux Etats-Unis. Dans ce contexte, la base est très adaptée, toute considération sur sa qualité mise à part. Supposons dans un second temps que cette base est utilisée pour estimer la fréquence d'une fuite de canalisation de transport de CO<sub>2</sub> en Europe. L'adéquation entre base source et objectif est moindre que dans le premier cas.

**L'échantillon d'étude prend donc en compte le contexte dans lequel cet extrait va être utilisé. La méthode présentée dans ce rapport attribue un score à l'échantillon d'étude, et propose une correspondance entre ces scores et des valeurs de  $\gamma$ .**

#### **5.1.2 ANALYSES DE SENSIBILITE**

Avant de lister les critères et de proposer un score, nous avons procédé à des analyses de sensibilité sur 3 scénarios types fictifs afin d'identifier les cas pour lesquels la valeur de  $\gamma$  joue très peu sur les valeurs de fréquences estimées. Pour ces cas, il ne sera pas nécessaire de mettre en œuvre la méthode et une valeur de  $\gamma = 90\%$  pourra être utilisée.

Les analyses de sensibilités effectuées sont présentées en annexe 3. Au vue des résultats, il apparaît peu nécessaire d'appliquer la méthode pour des valeurs élevées de N. En effet, dans ces conditions, une erreur sur la valeur de N est peu significative : passer de 200 à 205 incidents introduit 2% d'écart sur les valeurs de fréquences estimées. De plus, passer de  $\gamma = 50\%$  à  $\gamma = 90\%$  introduit moins de 10% d'écart sur la fréquence estimée.

Nous avons considéré qu'en dessous de 10% d'écart, les valeurs étaient suffisamment proches pour qu'il ne soit pas justifié d'appliquer la méthode développée dans la suite.

**Nous recommandons donc de n'appliquer la méthode exposée dans ce rapport que pour  $N < 200$ . Pour  $N > 200$ , l'utilisateur pourra se contenter de retenir  $\gamma = 90\%$ .**

## 5.2 LISTE DES CRITERES PRIS EN COMPTE POUR L'EVALUATION DE LA QUALITE

### 5.2.1 SOURCES BIBLIOGRAPHIQUES ET CATEGORIES DE CRITERES

Afin d'identifier les critères les plus influents sur la qualité d'un échantillon d'étude, nous avons effectué une revue de littérature en listant l'ensemble des critères déjà proposés. Nous avons pour cela consulté :

- le rapport de thèse « modélisation, optimisation décision et organisation » réalisé dans le cadre de travaux sur les indicateurs [7] ;
- les travaux du DRA 71 sur les bases de données [8] ;
- les travaux de l'ESREDA et de l'ICSI (bien qu'ils portent plus spécifiquement sur l'enquête après accident et sur la diffusion des enseignements) [9], [10], [11], [13] ;
- des articles sur la qualité des données en général [14] ;
- des articles dans le domaine des « life cycle assessment » dans la construction (rencontrant un problème de données anciennes et de mauvaise de qualité) [15], [16].

Nous n'allons pas lister de manière exhaustive tous les critères trouvés, car toutes ces sources se recoupent ; seuls les noms donnés aux différents critères changent. Nous avons éliminé certains critères liés aux enquêtes post-accidents, ou à l'amélioration du management de la sécurité suite aux accidents, car ces critères ne sont pas adaptés à l'utilisation que l'on souhaite en faire.

Nous avons regroupé les autres critères en 3 catégories :

- une catégorie « **représentativité et adéquation des données** » : elle permettra de juger si l'événement décrit par l'échantillon utilisé est bien décrit, et si l'échantillon est utilisé à bon escient ;
- une catégorie « **auditabilité et crédibilité des données** » : dans cette catégorie se trouvent tous les critères permettant de juger de la qualité des données brutes ;

- une catégorie « **corrélation des données** » : cette catégorie permet d'identifier si l'échantillon d'étude porte sur des données anciennes ou technologiquement éloignées.

La première catégorie concerne la typologie des événements présents dans l'échantillon, et l'adéquation entre ces événements et ceux dont on veut estimer la fréquence. Les deux autres catégories décrivent plus généralement la qualité de la construction de l'échantillon.

Nous proposons d'attribuer un score à chaque catégorie, et de les combiner à l'aide d'une formule présentée au chapitre 5.3.1 pour aboutir à une note de qualité de l'échantillon d'étude. Suivant cette note, une valeur de  $\gamma$  sera ensuite proposée.

## 5.2.2 REPRESENTATIVITE ET ADEQUATION DES DONNEES

Cette catégorie regroupe deux critères :

- la représentativité des données ;
- l'adéquation de l'échantillon au contexte dans lequel on souhaite l'utiliser.

Le critère de représentativité traduit la bonne description des incidents reportés dans l'échantillon d'étude. Si l'on sait précisément quels sont les équipements concernés, quels sont les caractéristiques des incidents reportés (par exemple une taille de brèche), alors la note associée à ce critère sera élevée. Nous avons choisi une échelle de 1 à 4 pour ce critère, présentée ci-dessous, 1 correspondant à la plus mauvaise note, et 4 à la meilleure.

Tableau 4 : Notes du critère représentativité.

Représentativité	
Scores	Description illustrative
1	Définition des événements/équipements étudiés peu détaillée et imprécise. Contexte/installation de collecte des données peu décrit.
2	Définition des événements/équipements étudiés peu détaillée et imprécise. Contexte/installation de collecte des données précisément décrit.
3	Définition des événements/équipements étudiés détaillée et précise. Contexte/installation de collecte des données peu décrit. Par exemple REX secteur.
4	Définition des événements/équipements étudiés détaillée et précise. Contexte/installation de collecte des données précisément décrit. Par exemple REX interne.

Le second critère, l'adéquation des données, correspond à l'utilisation que l'on fait de l'échantillon d'étude. Si un exploitant utilise ses propres données de retour d'expérience pour estimer des fréquences d'occurrence sur des équipements similaires dans ses établissements, alors l'adéquation sera excellente. Si un utilisateur choisit des données offshore pour estimer des fréquences onshore, l'adéquation sera moyenne.

Ce critère est essentiel : une base de données peut être d'excellente qualité au sens de tous les autres critères présentés dans ce rapport, mais si elle est utilisée à mauvais escient, l'estimation des fréquences qui sera effectuée ne sera pas satisfaisante, et il faudra être très majorant dans cette estimation pour corriger d'éventuels écarts.

Nous avons choisi de noter ce critère négativement : il va s'ajouter au critère représentativité en le décôtant le cas échéant, de 1 ou de 2. Cependant, le score global associé aux 2 critères ne pourra jamais être inférieur à 1 : si le critère représentativité est noté à 1, et que l'adéquation est mauvaise, la méthode présentée dans ce rapport ne pourra pas être appliquée, car l'échantillon d'étude n'est pas adapté à l'utilisation que l'on souhaite en faire. Dans ce cas, il faudra retravailler l'échantillon, voire utiliser une autre base de données.

Tableau 5 : Notes du critère adéquation.

Adéquation	
Scores	Exemples de cas
-2	L'échantillon d'étude est utilisé pour estimer la fréquence d'occurrence d'un événement éloigné de celui reporté dans l'échantillon (secteur d'activité, équipement concernés, pays différents...).
-1	L'échantillon d'étude est utilisé pour estimer la fréquence d'occurrence d'un événement similaire à celui reporté dans l'échantillon (équipements ayant la même fonction mais technologies différentes ou standards différents).
0	L'échantillon d'étude est utilisé pour estimer la fréquence d'occurrence de l'événement reporté dans l'échantillon.

Par exemple, si le critère représentativité est noté à 2 et que l'adéquation est de -1, alors la note associée à cette catégorie est 1. Cette note sera reportée dans la formule de score présentée au chapitre 5.3.1. Si le critère adéquation passe à -2, la note globale va être arrondie à 1 : on arrondit la note théorique de 0 à 1 pour utiliser la même formule. Cependant, ce cas correspond à une mauvaise représentativité et une mauvaise adéquation. Nous conseillons donc de retravailler l'échantillon d'étude pour en améliorer la qualité, et de n'utiliser la formule de score que si l'échantillon ne peut pas être amélioré.

Nous avons choisi d'autoriser cet arrondi pour se laisser la possibilité d'utiliser une formule d'estimation de fréquences à partir d'un REX de mauvaise qualité si l'on ne possède aucune autre donnée ou information permettant de l'améliorer.



### 5.2.3 AUDITABILITE ET CREDIBILITE DES DONNEES

Cette catégorie regroupe les critères permettant de juger de la qualité des données brutes. Nous avons identifié pour cette catégorie 4 critères :

- la traçabilité ;
- l'exploitation ;
- la revue critique ;
- l'exhaustivité.

Nous proposons pour ces critères d'attribuer des scores entre 1 et 4 (1 correspondant à la moins bonne note, 4 à la meilleure note), selon des tableaux présentés ci-après. Les notes de ces sous-critères seront ensuite additionnées pour obtenir la note associée à la catégorie auditabilité/crédibilité.

#### 5.2.3.1 TRAÇABILITE

Ce critère porte sur la traçabilité des données de l'échantillon d'étude. Il aura un score d'autant plus élevé que les sources de données sont précises et que le choix d'échantillon d'étude est explicite et pertinent.

Tableau 6 : Notes du critère traçabilité

Traçabilité	
Scores	Description illustrative
1	Pas de source de données indiquée – pas de traçabilité des choix effectués pour la construction de l'échantillon d'étude.
2	Source de données référencée sans justification – pas de traçabilité des choix effectués pour la construction de l'échantillon d'étude.
3	Source de données référencée avec justification – traçabilité des choix effectués pour la construction de l'échantillon d'étude.
4	Source de données référencée avec justification – traçabilité et justification des choix effectués pour la construction de l'échantillon d'étude.

#### 5.2.3.2 EXPLOITATION

Ce critère traduit la façon dont les données ont été renseignées dans l'échantillon utilisée. Si elles ont été directement mesurées ou observées, la note sera élevée. Si elles sont estimées par avis d'expert, la note sera faible.

Tableau 7 : Notes du critère exploitation.

Exploitation	
Scores	Description illustrative
1	Avis d'experts peu justifié – risque élevé de sous-estimer le nombre d'incidents.
2	Données calculées (extrapolées) à partir de mesures et d'hypothèses/avis d'experts – risque de sous-estimer le nombre d'incidents.
3	Données calculées (extrapolées) à partir de mesures ou avis d'experts bien justifiés – faible risque de sous-estimer le nombre d'incidents.
4	Données directement mesurées ou avis d'experts très majorant – aucun risque de sous-estimer le nombre d'incidents.

L'attribution de la note du critère exploitation doit être réalisée avec précaution : nous rappelons que l'objectif final de la méthode est d'attribuer une fréquence d'occurrence à l'échantillon d'étude, et que plus la qualité de l'échantillon est élevée (à N et E fixés), plus la fréquence estimée sera faible (moins pénalisante).

Par conséquent, si l'exploitation des données provient d'un avis d'expert, mais que les choix effectués pour cet avis sont très conservateurs, alors il conviendra d'attribuer au critère exploitation une note de 3, voire 4.

### 5.2.3.3 REVUE CRITIQUE

Ce critère traduit la confiance que l'on peut avoir en la construction de la base de données : les données ont-elles été vérifiées, la base a-t-elle été validée par un organisme indépendant, ... ?

Tableau 8 : Notes du critère revue critique.

Revue critique	
Scores	Description illustrative
1	Données non-vérifiées ou fournies par un organisme ayant un intérêt.
2	Données non-vérifiées ou fournies par un organisme ayant un intérêt et publication du cadre méthodologique et des données dans une revue à comité de lecture.
3	Multiplicité des contributeurs ou méthodologie de collecte cadrée par un organisme indépendant.
4	Données et méthodologie tierce expertisées par un organisme indépendant.

#### 5.2.3.4 EXHAUSTIVITE

Ce critère porte sur le processus de reports d'incidents. Plus ce processus est clair et simple d'utilisation, plus le score attribué à ce critère sera élevé.

Tableau 9 : Notes du critère exhaustivité.

Exhaustivité	
Scores	Description illustrative
1	Processus de collecte d'événements inconnu et non vérifiable.
2	Processus de collecte d'événements connu : des événements peuvent ne pas avoir été signalés et seront absents du retour d'expérience (les conséquences sont faciles à dissimuler car d'intensités faibles).
3	Processus de collecte des événements connu : une large majorité des événements sont reportés mais il peut y avoir quelques événements non-signalés (les conséquences sont difficiles à dissimuler, par exemple perte de confinement sur canalisation de transport).
4	Processus de collecte des événements connu : on peut garantir un report systématique des événements (les conséquences ne peuvent pas être dissimulées, par exemple BLEVE).

#### 5.2.4 CORRELATION DES DONNEES

Cette catégorie regroupe 2 critères :

- la corrélation technologique ;
- la corrélation temporelle.

Le critère de corrélation technologique permet de juger si l'échantillon d'étude porte sur des technologies (secteurs d'activité, équipements, produits...) proches ou s'il regroupe des incidents sur des technologies différentes.

Le critère de corrélation temporelle permet de vérifier que l'échantillon d'étude porte sur des périodes d'observation réduites (et donc avec une gestion de la sécurité ayant peu évolué au sein de la période d'observation) ou étendues (et donc avec une gestion de la sécurité ayant évolué).

Ces critères ne sont pas parfaitement indépendants. En effet, si une base de données est ancienne, il est probable que les technologies correspondantes soient obsolètes, ce qui diminuera le critère de corrélation technologique. Cependant, nous avons considéré qu'au vu des pratiques de maintenance, de design et des progrès dans la diffusion d'une culture de sécurité, il était nécessaire de garder le critère de corrélation temporelle.

Nous avons choisi de noter chacun de ces critères entre 1 et 4. Les deux notes seront ensuite sommées.

Tableau 10 : Notes du critère corrélation technologique.

Corrélation technologique	
Scores	Description illustrative
1	Equipement /process différent mais remplissant la même fonction, secteur d'activité et pays différents.
2	Equipement/process similaire avec de nombreuses différences, secteur d'activité et pays différents.
3	Equipement/process similaire avec des différences limitées, secteur d'activité proche.
4	Corrélation parfaite (en particulier mêmes standards).

Tableau 11 : Notes du critère corrélation temporelle.

Corrélation temporelle	
Scores	Description illustrative
1	Données s'étalant sur plus de 20 ans.
2	Données s'étalant sur moins de 20 ans.
3	Données s'étalant sur moins de 10 ans.
4	Données s'étalant sur 5 ans et moins.

Il est important de noter que le critère de corrélation temporelle ne s'intéresse pas à l'âge des données à proprement parler, mais bien à l'étendue de la période d'observation. L'âge des données est implicitement pris en compte lors de l'évaluation de la corrélation technologique.

## 5.3 ECHELLE DE SCORE

### 5.3.1 FORMULE DE SCORE

Nous estimons que la catégorie « représentativité et adéquation des données » est la plus importante. En effet, si cette catégorie a une note faible, les erreurs d'estimation sont potentiellement illimitées : on peut utiliser un retour d'expérience à mauvais escient, même si ce REX est de très bonne qualité. Pour valoriser cette importance, nous avons choisi de faire intervenir la note associée à cette catégorie comme facteur multiplicatif dans la formule d'attribution des scores. Les autres critères sont considérés comme d'égale importance et leurs notes sommées.

A partir des tableaux de notes proposés au chapitre 5.2, nous attribuons une note à chacune des 3 catégories de critères :

*Représentativité/Adéquation* (entre 1 et 4) = *RA* = *Représentativité* + *Adéquation*

*Auditabilité/Crédibilité* (entre 4 et 16) = *AC*

= *Traçabilité* + *Exploitation* + *Revue critique* + *Exhaustivité*

*Corrélation* (entre 2 et 8) = *CO* = *Corrélation technologique* + *Corrélation temporelle*

Nous proposons la formule d'attribution de score suivante :

$$\text{Score} = RA \times (AC + CO + 1)$$

Le score total est compris entre 7 et 100.

### 5.3.2 ATTRIBUTION D'UN GAMMA EN FONCTION DU SCORE

Comme nous l'avons vu au chapitre 5.1.2, lorsque N (le nombre d'incidents présents dans l'échantillon d'étude) est grand (nous conseillons supérieur à 200), la valeur de gamma n'a que très peu d'importance. Dans ces cas, il est donc raisonnable de ne pas déployer la méthode de score présentée dans ce chapitre, et d'attribuer systématiquement  $\gamma = 90\%$ , sauf si l'on pense que la base sera de très mauvaise qualité. En effet, dans ces cas, il sera nécessaire d'augmenter fortement la valeur de N, et cela aura un impact sur la fréquence estimée (il s'agit des cas où le score représentativité/adéquation est théoriquement inférieur à 1 mais a été arrondi à 1, comme expliqué au paragraphe 5.2.2).

D'autre part, si le score calculé est faible (nous proposons inférieur à 40), nous considérons que prendre  $\gamma = 90\%$  n'est pas une précaution suffisante. En effet, dans ces cas, l'échantillon d'étude est de très mauvaise qualité, et le nombre d'incidents a potentiellement été largement sous-estimé. Nous proposons donc pour des scores faibles d'augmenter artificiellement la valeur de N. La proposition par défaut est d'ajouter 10% au nombre d'incidents, mais il faudra en pratique traiter chacun de ces cas de manière spécifique : si le score est faible, l'utilisateur doit identifier les raisons de cette mauvaise qualité, et si l'une des raisons est la sous-estimation potentielle du nombre d'incidents, il faudra appliquer une correction plus importante.

Enfin, dans le même esprit, si le critère représentativité/adéquation est arrondi à 1 alors qu'il était théoriquement nul ou négatif (cf. paragraphe 5.2.2), il est préférable d'améliorer l'échantillon d'étude, et, en cas d'impossibilité, il faudra augmenter la valeur de N.

Sur ces bases, nous proposons le tableau de correspondance suivant. Ce tableau pourra être modifié en fonction des retours qui seront faits sur l'utilisation de cette méthode.

Tableau 12 : Correspondance entre score et gamma.

Scores	Gamma	Appréciation rapide de la qualité des données
81-100	50%	Excellente
61-80	70%	Bonne
41-60	90%	Moyenne
21-40	90% et N+10%	Mauvaise
7-20	a minima, 90% et N+10% l'échantillon est-il adapté ?	Très mauvaise

Il est intéressant de noter que le critère représentativité/adéquation est essentiel dans la détermination de la qualité de l'échantillon d'étude. Le tableau suivant le souligne :

Tableau 13 : Attribution rapide de la qualité en fonction des critères.

Représentativité/Adéquation	Auditabilité/Crédibilité + Corrélation $\geq 20$	Auditabilité/Crédibilité + Corrélation $< 20$
1	Mauvaise	Très mauvaise
2	Moyenne	Mauvaise
3	Bonne	Moyenne
4	Excellente	Bonne

## 5.4 EXEMPLES

Nous avons calibré cette méthode de score et l'association des valeurs de gamma à partir de 3 exemples :

- un retour d'expérience sur les incendies de séchoirs sur des silos ;
- un retour d'expérience de l'United States Department of Transportation (US DoT) sur les fuites de canalisations de transport ;
- un retour d'expérience sur les fuites de tuyauteries de gaz en Europe basé sur le WASH 1400 et compilé par Bush en 1976 dans « *Reliability of piping in light water reactor* ».

L'objectif est d'obtenir les qualités suivantes :

- « moyenne » pour le REX sur les incendies de séchoirs : en effet, les événements ne sont pas parfaitement décrits mais la qualité des données brutes est plutôt bonne (car le REX est basé sur ARIA) ;
- « excellente » pour l'US DoT car il est difficile de trouver un REX de meilleure qualité ;
- « mauvais » ou « très mauvais » sur le WASH 1400 car les événements sont mal décrits, et que le REX est utilisé pour estimer des fréquences d'événements assez différents.

### 5.4.1 INCENDIES DE SECHOIRS

Il s'agit ici d'un retour d'expérience compilé par Coop de France à partir de la base de données ARIA, par utilisation de mots-clés (incendie, séchoir, silo), sur les années 2010 à 2012.

Le nombre d'incendies trouvé est de 24. Coop de France nous a indiqué qu'environ 100 installations de séchoirs étaient en activité entre 2010 et 2012, soit une expérience de 300 ans (nombre d'équipements multiplié par le nombre d'années).

Nous proposons d'attribuer les scores suivants aux différents critères présentés au chapitre 4 :

- représentativité 3 (l'événement étudié n'est pas parfaitement décrit) ;
- adéquation 0 (pas de décôte, l'échantillon d'étude étant utilisé à bon escient) ;
- traçabilité 2 (certains événements ARIA sont éliminés sans plus de justification) ;
- exploitation 4 (les accidents sont constatés et rapportés) ;
- revue critique 4 (bonne vérification des accidents auprès de l'inspection, des industriels, dans la presse, ...) ;
- exhaustivité 2 (ARIA se base sur les rapports d'accidents, mais la méthode de report n'est pas parfaitement décrite) ;
- corrélation technologique 3 (même secteur d'activité, mais séchoirs peuvent être différents) ;
- corrélation temporelle 4 (données 2010-2012).

Nous obtenons avec la formule du paragraphe 5.1 un score total de  $3 \times [(2 + 4 + 4 + 2) + (3 + 4) + 1] = 60$ , soit une qualité moyenne. Le gamma associé est donc  $\gamma = 90\%$ .

## 5.4.2 US DoT

Le REX exploité ici provient de la base US DoT sur les fuites de canalisations de transport onshore et offshore transportant du gaz naturel et du CO<sub>2</sub>. Un premier tri est effectué pour ne retenir que les fuites sur les canalisations onshore (en considérant pour être majorant que les incidents pour lesquels cette information n'est pas renseignée ont eu lieu sur de l'onshore). Quatre exploitations de cette base vont ici être considérées :

1. l'utilisation des données sur le CO<sub>2</sub> onshore pour estimer la fréquence de fuite sur une canalisation de transport de CO<sub>2</sub> onshore aux USA ;
2. l'utilisation des données sur le CO<sub>2</sub> onshore pour estimer la fréquence de fuite sur une canalisation de transport de CO<sub>2</sub> onshore en Europe ;
3. l'utilisation des données sur le gaz naturel onshore pour estimer la fréquence de fuite sur une canalisation de transport de gaz naturel onshore aux USA ;
4. l'utilisation des données sur le gaz naturel onshore pour estimer la fréquence de fuite sur une canalisation de transport de CO<sub>2</sub> onshore en Europe.

Les méthodologies de report d'accidents diffèrent un peu entre le CO<sub>2</sub> et le gaz naturel, mais elles présentent le même niveau de détail. La différence majeure entre ces 4 cas est donc le contexte d'utilisation de la base. La qualité de l'échantillon même ne change pas d'un cas à l'autre. C'est donc uniquement la valeur du critère adéquation qui varie entre les exploitations.

Sur cette base, nous proposons d'attribuer les notes suivantes :

- représentativité 4 (les incidents reportés dans la base sont parfaitement décrits et identifiés) ;
- adéquation 0 pour les cas 1 et 3, -1 pour le cas 2 et -2 pour le cas 4 (pas de décote lorsque les données sont utilisées pour estimer la fréquence des événements reportés dans la base, -1 si on les utilise pour l'Europe car les conditions sont différentes, et -2 pour le dernier cas car le pays et les caractéristiques du produit sont différents) ;
- traçabilité 4 (les choix effectués pour construire l'échantillon sont tracés et majorants) ;
- exploitation 4 (les fuites sont constatées et rapportées) ;
- revue critique 4 (les données US DoT sont compilées par une agence gouvernementale indépendante des exploitants, le PHMSA, qui assure un report fiable) ;
- exhaustivité 4 (les modalités de report des fuites sont inscrites dans le code fédéral 49CFR) ;
- corrélation technologique 3 (même secteur d'activité, les caractéristiques des tuyauteries peuvent varier légèrement) ;
- corrélation temporelle 1 (données 1986-2008).

Nous obtenons donc pour les cas 1 et 3 un score de 84, soit un échantillon d'excellente qualité. Pour le cas 2, le score est de 63, soit un échantillon de bonne qualité. Enfin pour le cas 4, le score est de 42, soit un échantillon de qualité moyenne.

Les gammas associés sont donc respectivement de 50%, 70%, 50% et 90%.

Cet exemple montre bien qu'à partir de la même base de données, suivant le contexte d'utilisation, il peut être nécessaire d'augmenter le gamma utilisé pour les estimations afin de se prémunir contre une sous-estimation du risque.



### 5.4.3 WASH 1400

Cet exemple est basé sur l'étude « *Reliability of piping in light water reactor* » de Bush (1976), qui a compilé des données sur les fuites de tuyauterie de refroidissement dans le domaine nucléaire (travaux réalisés dans le cadre du WASH 1400). L'exploitation de ces données est ici considérée pour estimer des fréquences de fuites de tuyauteries de gaz en Europe.

Nous proposons les scores suivants :

- représentativité 1 (définition des événements/équipements étudiés imprécise ; ceux-ci sont des événements « considérés comme ayant une importance significative pour la sécurité ». Contexte/installation de collecte des données précisément décrit.) ;
- adéquation -2 (le seul point commun entre les événements collectés dans le REX et les événements pour lesquels on estime une fréquence est qu'il s'agit de fuites sur des tuyauteries) ;
- traçabilité 4 (tous les événements sont cités et référencés) ;
- exploitation 2 (expérience estimée, événements choisis parmi d'autres) ;
- revue critique 2 (analyse de l'auteur seul publiée dans une revue à comité de relecture) ;
- exhaustivité 1 (processus de collecte des événements inconnu) ;
- corrélation technologique 3 (centrales nucléaires PWR et BWR aux Etats-Unis, tuyauterie d'eau dans les circuits primaires et secondaires) ;
- corrélation temporelle 4 (données 1970-1975).

Nous nous retrouvons pour cet exemple dans le cas où la représentativité des données est mauvaise, et l'adéquation est également très mauvaise. La base de données utilisée est donc peu appropriée aux estimations qui sont faites.

Ici, nous obtenons un score final de 16, soit une qualité mauvaise. L'utilisation d'un autre échantillon d'étude peut être étudiée. A défaut de données, il peut être envisagé d'utiliser cet échantillon en augmentant N et en retenant  $\gamma = 90\%$ .



## 6. SYNTHÈSE DES FORMULES IMPORTANTES

### 6.1 NOTATION DE LA QUALITÉ D'UN ÉCHANTILLON DE RETOUR D'EXPÉRIENCE

La qualité de l'échantillon est évaluée selon 3 critères :

*Représentativité/Adéquation* (entre 1 et 4) =  $RA = \text{Représentativité} + \text{Adéquation}$

*Auditabilité/Crédibilité* (entre 4 et 16) =  $AC$

= *Traçabilité + Exploitation + Revue critique + Exhaustivité*

*Corrélation* (entre 2 et 8) =  $CO = \text{Corrélation technologique} + \text{Corrélation temporelle}$

L'attribution des scores se fait à l'aide des échelles présentées au chapitre 5. Le score total est ensuite calculé avec la formule :

$$\text{Score} = RA \times (AC + CO + 1)$$

Ce score, entre 7 et 100, permet d'attribuer un  $\gamma$  pour les formules du chapitre 4, avec les correspondances indiquées dans le tableau suivant.

Tableau 12 : Correspondance entre score et gamma.

Scores	Gamma	Appréciation rapide de la qualité des données
81-100	50%	Excellente
61-80	70%	Bonne
41-60	90%	Moyenne
21-40	90% et N+10%	Mauvaise
7-20	a minima, 90% et N+10% l'échantillon est-il adapté ?	Très mauvaise

### 6.2 MODE CONTINU

Avec les notations du chapitre 4.1 :

Si  $N < 200$ , alors  $\tilde{f}_A = \frac{1}{2E} \chi^2_{\gamma}(2N + 2)$  avec  $\gamma$  déterminé par le tableau 9

Si  $N \geq 200$ , alors  $\tilde{f}_A = \frac{N + 1 + 1.28\sqrt{N + 1}}{E}$

### 6.3 MODE SOLLICITATION

Avec les notations du chapitre 4.2,

Si  $N \geq 200$ , alors  $\tilde{p} = \frac{N+1+1.28\sqrt{N+1}}{E}$  (maximum 1)

Sinon, si  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ , alors  $\tilde{p} = 1$  (zone 1)

Si ( $E > 30$  et  $N < 5$ ) ou ( $E > 50$  et  $\frac{N}{E} < 0.1$ ), alors  $\tilde{p} = \frac{1}{2E} \chi_{\gamma}^2(2N + 2)$  (zone 2)

Sinon,  $\tilde{p} = \frac{N+u_{\gamma}\sqrt{\frac{N(E-N)}{E}}}{E}$  (zone 3) avec  $\gamma$  déterminé par le tableau 9

Les zones sont représentées sur la figure ci-dessous :

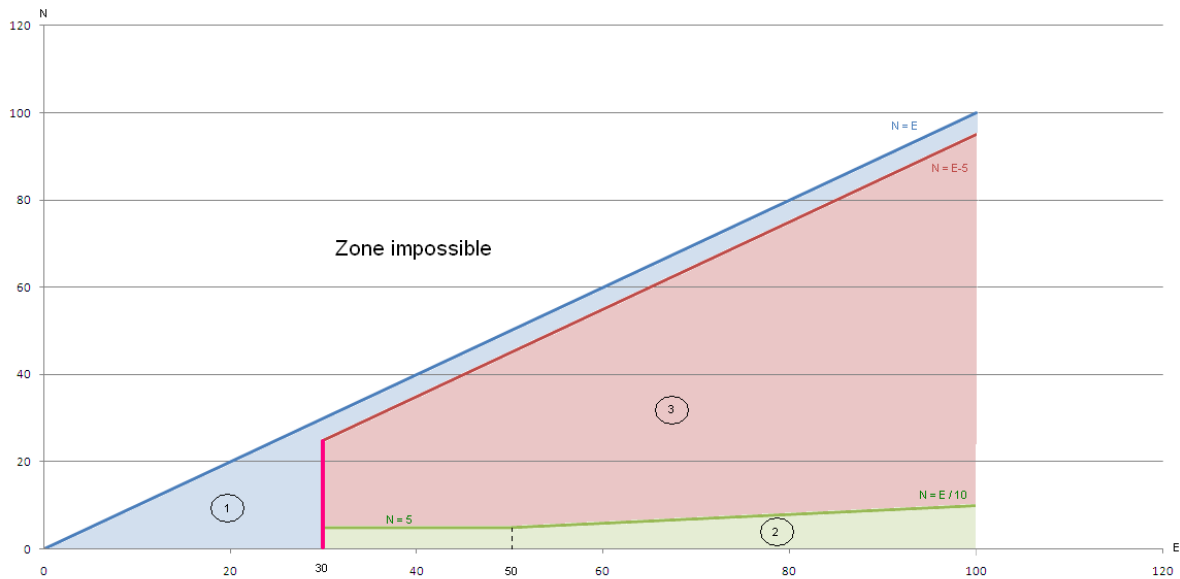


Figure 2 : Zones d'applications des estimateurs pour le mode sollicitation

Remarque : Pour  $N \geq 200$ , il n'y a pas de distinction de zone car les formules de la zone 2 et 3 s'approximent toutes les deux à moins de 5% près par la formule indiquée pour  $\gamma = 90\%$ .

## **7. CONCLUSION**

Une estimation ponctuelle d'une fréquence ou d'une probabilité ne peut pas démontrer ou justifier un niveau de risque car elle ne donne aucune information sur la qualité du résultat, contrairement à **une estimation par intervalle qui fournit un degré de confiance dans les résultats obtenus**.

La partie délicate lors de l'estimation des fréquences et des probabilités à partir du retour d'expérience est l'obtention de données en nombre suffisamment important pour que l'estimateur soit significatif. En suivant l'approche proposée par l'INERIS dans ce document, c'est-à-dire retenir la borne supérieure de l'intervalle de confiance dans tous les cas, les incertitudes liées à la faible taille de l'échantillon sont directement intégrées dans la valeur estimée.

Ceux qui vont utiliser le REX pour estimer des fréquences et des probabilités ont ainsi implicitement intérêt à intégrer leur propre retour d'expérience, s'il est trop faible, à des bases de données génériques, s'il en existe, ou à construire des arbres de défaillances pour se ramener à l'estimation d'événement plus fréquents, et sur lesquels le retour d'expérience sera plus développé.

Enfin, l'INERIS insiste sur l'importance de la qualité de la base de données utilisée. Si le nombre d'incidents présents dans la base est suffisamment élevé (supérieur à 200), l'impact du paramètre  $\gamma$  sur les formules est très faible, et une formule générique est proposée, indépendamment de la qualité de la base.

Si le nombre d'incidents présents dans la base est plus faible, la qualité devient un critère important, et il est nécessaire de l'évaluer pour réaliser une estimation pertinente. Nous avons identifié dans ce rapport l'ensemble des critères ayant une importance sur la qualification de la qualité d'une base de données de retour d'expérience. Deux catégories permettent de noter la qualité de la construction de l'échantillon d'étude : celle qui concerne l'auditabilité et la crédibilité de l'échantillon, et celle qui concerne sa « corrélation ».

La catégorie la plus importante est celle qui regroupe les critères de représentativité et d'adéquation. En effet, avoir un REX parfaitement construit, exhaustif et contrôlé n'est pas suffisant. Il est également nécessaire qu'il soit représentatif d'un événement bien défini (c'est-à-dire qu'il n'agrège pas plusieurs événements difficilement comparables comme des fuites sur tuyauteries avant des diamètres différents). Il est enfin indispensable que ce REX soit utilisé à bon escient, c'est-à-dire en **adéquation** avec la fréquence que l'on veut estimer.

Afin de compenser les inexactitudes liées à une non-représentativité des événements contenus dans la base de données, ou à une non-adéquation entre ces événements et celui dont on veut estimer la fréquence, nous avons choisi de faire jouer ces critères au travers d'un facteur multiplicatif qui décide presque à lui seul de la qualité globale de la base de données.

Nous avons attribué dans ce rapport des échelles de scores identiques pour les critères concernant la qualité même de l'échantillon (c'est-à-dire les 4 critères d'auditabilité/crédibilité et les 2 critères de corrélation). En effet, nous n'avons a priori pas de raison de penser que l'un de ces critères est plus important qu'un autre. Ces 6

notes entre 1 et 4 seront ensuite sommées, et multipliées au critère de représentativité/adéquation.

Nous proposons enfin de faire correspondre des plages de scores à des traitements mathématiques différents : pour les qualités « moyenne » à « excellente » (score variant entre 41 et 100), une correspondance rapide avec des valeurs de  $\gamma$  est proposée (50%, 70% et 90%). Pour la qualité « mauvaise » (21 à 40), nous proposons de retenir  $\gamma = 90\%$  et d'augmenter par défaut le nombre d'événement N de 10%. Pour la qualité « très mauvaise » (7 à 20), il convient de s'interroger sur les raisons de cette qualité, afin de retravailler l'échantillon d'étude, ou d'augmenter largement et arbitrairement la valeur de N si cela n'est pas possible.

Enfin, nous rappelons que la méthode présentée dans ce rapport est une proposition. Elle sera potentiellement modifiée (au niveau de l'attribution des scores, et des correspondances entre scores et traitements mathématiques) en fonction des retours qui seront faits.

Cette méthode servira de base en 2015 aux travaux sur la hiérarchisation des bases de données génériques déjà existantes.

## 8. REFERENCES

- [1] CEI 61508 Edition 2 - 2010 :  
Sécurité fonctionnelle des systèmes électriques / électroniques / électroniques programmables, relatifs à la sécurité
- [2] CEI 61511 Edition 1- 2003 :  
Sécurité fonctionnelle : Systèmes instrumentés de sécurité pour les industries de transformation
- [3] Henri Procaccia – 2009 :  
*Introduction à l'analyse probabiliste des risques industriels :*
- [4] Bernard Beauzamy – 2010 :  
*Nouvelles méthodes probabilistes pour l'évaluation des risques*
- [5] IRSN, Rapport DSU n°223 – 2010 :  
*Avis sur les intervalles de confiance à retenir dans le cadre des études de sécurité des canalisations de transport*
- [6] Rapport DRA-11-117406-02149A, *Note sur l'évaluation des fréquences et des probabilités à partir des données de retour d'expérience*, Y. Flauw – 2011
- [7] Mémoire pour l'obtention du Master 2 recherche *Modélisation Optimisation Décision et Organisation*, I. Louati – 2008
- [8] DRA-12-124789-07543A DRA71/DRA73, *Panorama des sources de données utilisées dans le domaine des analyses quantitatives des risques*
- [9] *Guidelines for Safety Investigations of Accidents*, ESReDA Working Group on Accident Investigation – 2009
- [10] *Results and lessons learned from the ESReDA Investigation Working Group*, Safety Science – 2009.
- [11] Rapport DRA-08-95321-15659A, *Résultats et enseignements du groupe de travail de l'ESReDA sur les enquêtes après accidents*, N. Dechy, Y. Dien, M. Merad – 2009
- [12] Rapport DRA-13-133211-06764A, *Qualification de la qualité de la collecte d'un retour d'expérience*, Y. Flauw - 2013
- [13] Les cahiers de la sécurité industrielle 2008-1, *Le retour d'expérience – analyse bibliographique des facteurs socio-culturels de réussite*, I. Gaillard - 2005
- [14] Richard Y. Wang, M.P. Reddy, Henry B. Kon (MIT), *Toward quality data: an attribute based approach*, in Decision support system vol 13, p349-372, 1995
- [15] John R. May and David J. Brennan, *Application of data quality assessment methods to an LCA of electricity generation in LCA Case studies*, 2003
- [16] Endong Wang, Zhigang Shen, *A hybrid data quality indicator and statistical method for improving uncertainty analysis in LCA of complex system - application to the whole-building embodied energy analysis*, in Journal of Cleaner Production vol 43, pp 166-173, 2013
- [17] S.H. Bush, *Reliability of piping in light water reactors*, in Nuclear Safety, Journal Volume: 17:5, 1976





## 9. LISTE DES ANNEXES

<b>Table des Annexes</b>		
Annexe 1	Estimateurs pour le mode continu	1 page
Annexe 2	Estimateurs pour le mode sollicitation	4 pages
Annexe 3	Analyse de sensibilité du paramètre N en fonction de différentes valeurs de E et de $\gamma$	2 pages



**ANNEXE 1**  
**Estimateur pour le mode continu**



La démonstration suivante se généralise pour les taux de défaillance horaire, en exprimant E en heures et non plus en années.

### Intervalle asymptotique de la fréquence annuelle d'occurrence d'un EI

$$\hat{f}_A^{max} = \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2)$$

Quand N est grand, la loi du  $\chi^2$  à N degrés de liberté converge vers une loi normale d'espérance N et de variance 2N.

On a donc :

$$P(\chi^2(2N + 2) \leq x) = \gamma \underset{N \rightarrow \infty}{\iff} \Phi\left(\frac{x - 2(N + 1)}{2\sqrt{N + 1}}\right) = \gamma$$

Où  $\Phi$  est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.

D'où :

$$P(\chi^2(2N + 2) \leq x) \underset{N \rightarrow \infty}{\iff} x = 2(N + 1) + \Phi^{-1}(\gamma) \times 2\sqrt{N + 1}$$

Où  $\Phi^{-1}$  est la fonction réciproque de  $\Phi$ .  $\Phi^{-1}(\gamma)$  est donc le quantile d'ordre  $\gamma$  d'une loi normale centrée réduite. Il s'obtient sous Excel par la fonction LOI.NORMALE.INVERSE( $\gamma, 0, 1$ ).

L'intervalle de confiance  $[0, \hat{f}_A^{max}]$  est donc asymptotiquement équivalent à l'intervalle de confiance  $\left[0, \frac{N+1+\Phi^{-1}(\gamma) \times \sqrt{N+1}}{E}\right]$ .

La convergence est significative à partir de  $N = 15$ , où l'approximation précédente est valable à moins de 5% près. Il est également à noter que pour  $\gamma = 90\%$  **uniquement**, l'approximation ci-dessus est également valable à moins de 5% pour tout N.

### Quel estimateur retenir pour $\tilde{f}_A$ ?

Nous disposons de  $\hat{f}_A = \frac{N}{E}$  et de  $\hat{f}_A^{max} = \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2)$  avec plusieurs choix de  $\gamma$  possibles pour estimer  $f_A$ . On décide alors de retenir  $\hat{f}_A^{max}$  s'il n'est pas trop grand devant  $\hat{f}_A$ , et  $\hat{f}_A$  sinon.

Si l'on formalise, cela revient à considérer un nouveau paramètre  $a \geq 1$  et à choisir  $\tilde{f}_A$  de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \text{Si } \hat{f}_A^{max} \geq a \times \hat{f}_A, \text{ alors } \tilde{f}_A &= \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2) \\ \text{Si } \hat{f}_A^{max} < a \times \hat{f}_A, \text{ alors } \tilde{f}_A &= \frac{N}{E} \end{aligned}$$

Si l'on prend  $\gamma = 90\%$  et  $a = 1$ , les formules ci-dessus s'approximent alors à moins de 5% près par  $\tilde{f}_A = \frac{N+1+1.28\sqrt{N+1}}{E}$ .



**ANNEXE 2**  
**Estimateurs pour le mode sollicitation**





### MMR fonctionnant à la sollicitation

N suit une loi binomiale de paramètres E et p. Pour calculer des intervalles de confiance, il est donc nécessaire dans un premier temps d'approximer cette loi binomiale, étant donné qu'il n'existe pas d'expression simple des bornes d'un intervalle de confiance pour une loi binomiale.

- Pour  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ , il n'est pas possible d'obtenir une expression simple des bornes de l'intervalle de confiance. Nous avons donc choisi de retenir l'approche pénalisante  $\tilde{p} = 1$  et donc  $\overline{PFD}_{avg} = 1 + \frac{1}{\ln(1-p)} = 1$ , qui revient en pratique à considérer que la MMR est totalement inefficace.
- Lorsque  $p \in ]0,1[$  et que  $E \rightarrow +\infty$ , la loi binomiale de paramètres E et p converge vers une loi normale d'espérance  $Ep$  et de variance  $Ep(1-p)$ , notée  $\sigma^2$ . En pratique ; on acceptera cette approximation dès que  $(E > 30, N > 5$  et  $N < E - 5)$  ou  $(E > 50, N > \frac{E}{10}$  et  $N < E - 5)$ .

La démonstration de cette convergence est la suivante :

$$\forall k \leq E, P(N = k) = \frac{E!}{k!(E-k)!} p^k (1-p)^{E-k}$$
$$\Leftrightarrow \ln P(N = k) = \ln E! - \ln k! - \ln(E-k)! + k \ln p + (E-k) \ln(1-p)$$

D'après la formule de Stirling,

$$n! \sim \left(\frac{n}{e}\right)^n \sqrt{2\pi n}$$

Et donc,

$$\ln n! \sim n \ln n - n + \frac{1}{2} \ln(2\pi n)$$

D'où :

$$\ln P(N = k) \sim E \ln E - E + \frac{1}{2} \ln(2\pi E) - k \ln k + k - \frac{1}{2} \ln(2\pi k) - (E-k) \ln(E-k) + E$$
$$- k - \frac{1}{2} \ln(2\pi(E-k)) + k \ln p - (E-k) \ln(1-p)$$

Soit, en dérivant par rapport à k,

$$\frac{d}{dk} \ln P(N = k) = \ln \frac{(E-k)p}{k(1-p)} + O\left(\frac{1}{k}\right)$$

En particulier, cette dérivée s'annule pour  $\tilde{k} = Ep$  qui est également l'espérance de la loi binomiale.

D'autre part, la dérivée seconde de  $\ln P(N = k)$  est :

$$\frac{d^2}{dk^2} \ln P(N = k) = -\left(\frac{1}{E-k} + \frac{1}{k}\right) + O\left(\frac{1}{k^2}\right)$$

En  $k = \tilde{k}$ , on obtient :

$$\frac{d^2}{dk^2} \ln P(N = \tilde{k}) \sim -\frac{1}{Ep(1-p)} = -\frac{1}{\sigma^2}$$

Un développement limité au second ordre de  $\ln P(N = k)$  au voisinage de  $\tilde{k}$  s'écrit donc :

$$\ln P(N = k) = \ln P(N = \tilde{k}) + \frac{(k - \tilde{k})^2}{2} \frac{d^2}{dk^2} \ln P(N = \tilde{k}) + o((k - \tilde{k})^2)$$

Soit,

$$\ln P(N = k) = \ln P(N = \tilde{k}) - \frac{(k - \tilde{k})^2}{2\sigma^2} + o((k - \tilde{k})^2)$$

En passant à l'exponentielle, on a :

$$P(N = k) \sim P(N = \tilde{k}) \times e^{-\frac{(k - \tilde{k})^2}{2\sigma^2}}$$

La valeur de  $P(N = \tilde{k})$  s'obtient en normalisant par  $\int_{-\infty}^{+\infty} P(N = k) dk = 1$ , et on a au final :

$$P(N = k) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi Ep(1-p)}} e^{-\frac{(k - Ep)^2}{2Ep(1-p)}}$$

Ce dernier terme est bien la fonction de distribution d'une loi normale d'espérance  $Ep$  et de variance  $Ep(1-p)$ .

Un intervalle de confiance unilatéral au niveau  $\gamma$  de  $p$  est alors de la forme :

$$\left[ 0; \frac{N}{E} + u_\gamma \sqrt{\frac{\frac{N}{E} \left(1 - \frac{N}{E}\right)}{E}} \right]$$

Où  $u_\gamma$  est le quantile d'ordre  $\gamma$  d'une loi normale centrée réduite.

La démarche est alors la même que celle présentée en annexe 1. On a  $\hat{p} = \frac{N}{E}$  et

$\hat{p}^{\max} = \frac{N}{E} + u_\gamma \sqrt{\frac{\frac{N}{E} \left(1 - \frac{N}{E}\right)}{E}}$ , et l'on cherche quelle valeur retenir pour  $\tilde{p}$  et donc pour  $\widehat{PFD}_{avg} = 1 + \frac{\tilde{p}}{\ln(1-\tilde{p})}$ . On introduit donc  $a \geq 1$  et l'on prends :

$$\begin{aligned} \text{Si } \hat{p}^{\max} \geq a \times \hat{p}, \text{ alors } \widehat{PFD}_{avg} &= 1 + \frac{\frac{N}{E} + u_\gamma \sqrt{\frac{\frac{N}{E} \left(1 - \frac{N}{E}\right)}{E}}}{\ln \left( 1 - \frac{N}{E} + u_\gamma \sqrt{\frac{\frac{N}{E} \left(1 - \frac{N}{E}\right)}{E}} \right)} \\ \text{Si } \hat{p}^{\max} < a \times \hat{p}, \text{ alors } \widehat{PFD}_{avg} &= 1 + \frac{N}{E \ln \left( 1 - \frac{N}{E} \right)} \end{aligned}$$

Si l'on choisit  $\gamma = 90\%$  et  $a = 1$ , on a  $u_\gamma = 1.28$  et  $\widehat{PFD}_{avg} = 1 + \frac{\frac{N+1.28\sqrt{N(E-N)}}{E}}{\ln\left(1 - \frac{N+1.28\sqrt{N(E-N)}}{E}\right)}$ .

Lorsque  $E \rightarrow +\infty$  et  $p \rightarrow 0$  avec  $Ep = cste = a$ , la loi binomiale de paramètres  $E$  et  $p$  converge vers une loi de Poisson de paramètre  $Ep$ . En pratique, on acceptera cette approximation dès que  $E > 30$  et  $N < 5$  ou  $E > 50$  et  $N < \frac{E}{10}$ .

La démonstration de cette convergence est la suivante :

$$\begin{aligned} P(N = k) &= \frac{E!}{k!(E-k)!} p^k (1-p)^{E-k} \\ &= \frac{E(E-1)\dots(E-k+1)}{k!} p^k (1-p)^{E-k} \\ &= \frac{(Ep)^k}{k!} \left(1 - \frac{1}{E}\right) \left(1 - \frac{2}{E}\right) \dots \left(1 - \frac{k-1}{E}\right) (1-p)^{E-k} \end{aligned}$$

Lorsque  $Ep = cste = a$  et que  $E \rightarrow +\infty$ , on a  $\frac{(Ep)^k}{k!} = \frac{a^k}{k!} = cste$ .

De plus,  $\left(1 - \frac{1}{E}\right) \left(1 - \frac{2}{E}\right) \dots \left(1 - \frac{k-1}{E}\right)$  est un produit d'un nombre fini ( $k$ ) de termes tendant chacun vers 1 donc le produit tend vers 1.

Enfin,  $(1-p)^{E-k} = \left(1 - \frac{a}{E}\right)^E \times (1-p)^{-k}$ .  $k$  étant fini, et comme  $p \rightarrow 0$ , le terme  $(1-p)^{-k}$  tend vers 0. D'autre part,  $\left(1 - \frac{a}{E}\right)^E = e^{E \ln\left(1 - \frac{a}{E}\right)} \xrightarrow{E \rightarrow +\infty} e^{-a}$ .

On a donc :

$$P(N = k) \xrightarrow{E \rightarrow +\infty, Ep = cste} \frac{(Ep)^k}{k!} e^{-Ep}$$

On reconnaît une loi de Poisson de paramètre  $Ep$ . On déduit donc que l'intervalle de confiance unilatéral au niveau  $\gamma$  de  $p$  de la forme :

$$\left[0; \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N+2)\right]$$

$$\text{Et donc } \hat{p}^{\max} = 1 + \frac{\frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N+2)}{\ln\left(1 - \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N+2)\right)}$$

Comme précédemment, on introduit  $a \geq 1$  et l'on choisit :

$$\text{Si } \hat{p}^{\max} \geq a \times \hat{p}, \text{ alors } \widehat{PFD}_{avg} = 1 + \frac{\frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N+2)}{\ln\left(1 - \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N+2)\right)}$$

$$\text{Si } \hat{p}^{\max} < a \times \hat{p}, \text{ alors } \widehat{PFD}_{avg} = \frac{N}{E}$$

Si l'on prends  $\gamma = 90\%$  et  $a = 1$ , alors les formules précédentes s'approximent à moins de 5% près par  $\widehat{PFD}_{avg} = \frac{N+1+1.28\sqrt{N+1}}{2E}$ .

### Estimateur de la probabilité d'occurrence d'un événement par opération

$N(e)$ , correspondant au nombre d'occurrences de A en  $e$  opérations, suit une loi binomiale de paramètres  $e$  et  $P_A$ , nous pouvons donc utiliser directement les résultats précédents et l'on a, dans le cas général :

- Pour  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ ,  $\widetilde{P}_A = 1$
- Pour  $(E > 30, N > 5$  et  $N < E - 5)$  ou  $(E > 50, N > \frac{E}{10}$  et  $N < E - 5)$  :

$$\text{Si } \widehat{P}_A^{\max} \geq a \times \widehat{P}_A, \text{ alors } \widetilde{P}_A = \frac{N}{E} + u_\gamma \sqrt{\frac{\frac{N}{E} \left(1 - \frac{N}{E}\right)}{E}}$$

$$\text{Si } \widehat{P}_A^{\max} < a \times \widehat{P}_A, \text{ alors } \widetilde{P}_A = \frac{N}{E}$$

- Pour  $E > 30$  et  $N < 5$  ou  $E > 50$  et  $N < \frac{E}{10}$ ,

$$\text{Si } \widehat{P}_A^{\max} \geq a \times \widehat{P}_A, \text{ alors } \widetilde{P}_A = \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2)$$

$$\text{Si } \widehat{P}_A^{\max} < a \times \widehat{P}_A, \text{ alors } \widetilde{P}_A = \frac{N}{E}$$

Si l'on prends  $\gamma = 90\%$  et  $a = 1$ , on obtient de la même façon que précédemment des formules simplifiées.

### Estimateur de la probabilité conditionnelle d'un événement secondaire

$N(e)$ , correspondant au nombre d'occurrence de l'ES lorsque l'ERC s'est produit  $e$  fois, suit une loi binomiale de paramètre  $e$  et  $p$ , nous pouvons utiliser directement les résultats précédents et l'on a, dans le cas général :

- Pour  $E < 30$  ou  $N > E - 5$ ,  $\widetilde{p} = 1$
- Pour  $(E > 30, N > 5$  et  $N < E - 5)$  ou  $(E > 50, N > \frac{E}{10}$  et  $N < E - 5)$  :

$$\text{Si } \widehat{p}^{\max} \geq a \times \widehat{p}, \text{ alors } \widetilde{p} = \frac{N}{E} + u_\gamma \sqrt{\frac{\frac{N}{E} \left(1 - \frac{N}{E}\right)}{E}}$$

$$\text{Si } \widehat{p}^{\max} < a \times \widehat{p}, \text{ alors } \widetilde{p} = \frac{N}{E}$$

- Pour  $E > 30$  et  $N < 5$  ou  $E > 50$  et  $N < \frac{E}{10}$ ,

$$\text{Si } \widehat{p}^{\max} \geq a \times \widehat{p}, \text{ alors } \widetilde{p} = \frac{1}{2E} \chi_\gamma^2(2N + 2)$$

$$\text{Si } \widehat{p}^{\max} < a \times \widehat{p}, \text{ alors } \widetilde{p} = \frac{N}{E}$$

Si l'on prends  $\gamma = 90\%$  et  $a = 1$ , on obtient de la même façon que précédemment des formules simplifiées.

**ANNEXE 3**  
**Analyse de sensibilité du paramètre N en fonction de  
différentes valeurs de E et de  $\gamma$**



## DEFINITION DES SCENARIOS TYPES

Nous avons étudié les 3 scénarios types suivant :

1. un événement initiateur estimé en groupes de travail : 1 événement pour 30 ans d'expérience ;
2. un REX interne à un grand groupe : 20 fuites pour 600 années d'expérience ;
3. un REX sur des défaillances d'équipements : 200 défaillances pour  $10^6$  (1 000 000) heures de fonctionnement.

Ces scénarios couvrent le panel typique de valeurs de N et de E que l'on peut être amené à utiliser.

## ANALYSES DE SENSIBILITE

L'expérience n'intervient qu'au dénominateur des formules. Si l'on change la valeur de E, on applique du coup un facteur multiplicatif indépendant de  $\gamma$ . Par exemple, si l'on multiplie l'expérience par 2, on divise toutes les fréquences estimées par 2, quelles que soient les valeurs de  $\gamma$ . La valeur de l'expérience n'est donc pas importante pour estimer la sensibilité de  $\gamma$  sur la fréquence estimée.

Les analyses de sensibilité se concentrent donc sur la sensibilité en N.

### SCENARIO 1

Les valeurs de N et de E considérées sont :  $N = 1, E = 30$ . Les fréquences estimées à partir de ces valeurs sont, pour différentes valeurs de  $\gamma$  :

- $\gamma = 50\% \rightarrow 5,59.10^{-2}/an$
- $\gamma = 70\% \rightarrow 8,13.10^{-2}/an (+45\%)$
- $\gamma = 90\% \rightarrow 1,30.10^{-1}/an (+132\%)$

Les pourcentages entre parenthèses correspondent aux écarts relatifs avec la valeur pour  $\gamma = 50\%$ .

Etudions maintenant la sensibilité en N en modifiant légèrement le scénario 1 :  $N = 2, E = 30$  (scénario 1'). Les fréquences estimées deviennent :

- $\gamma = 50\% \rightarrow 8,91.10^{-2}/an (+59\%)$
- $\gamma = 70\% \rightarrow 1,21.10^{-1}/an (+48\%/+35\%)$
- $\gamma = 90\% \rightarrow 1,77.10^{-1}/an (+37\%/+99\%)$

Le chiffre en rouge indique l'écart relatif entre les fréquences du scénario 1' et celles du scénario 1, à  $\gamma$  fixé. Les chiffres en noir indiquent les écarts relatifs avec la valeur pour  $\gamma = 50\%$  pour le scénario 1'.

Les écarts sont conséquents : les fréquences estimées dépendent fortement de la valeur de N, et du choix de  $\gamma$ .

## SCENARIO 2

Les valeurs de N et de E considérées sont :  $N = 20, E = 600$ . Les fréquences estimées à partir de ces valeurs sont, pour différentes valeurs de  $\gamma$  :

- $\gamma = 50\% \rightarrow 3,44.10^{-2}/an$
- $\gamma = 70\% \rightarrow 3,86.10^{-2}/an (+12\%)$
- $\gamma = 90\% \rightarrow 4,51.10^{-2}/an (+31\%)$

Etudions maintenant la sensibilité en N en modifiant légèrement le scénario 2 :  $N = 21, E = 600$  (scénario 2'). Les fréquences estimées deviennent :

- $\gamma = 50\% \rightarrow 3,61.10^{-2}/an (+5\%)$
- $\gamma = 70\% \rightarrow 4,03.10^{-2}/an (+4\%/+12\%)$
- $\gamma = 90\% \rightarrow 4,70.10^{-2}/an (+3\%/+30\%)$

Les chiffres en rouge montrent que l'augmentation de N est peu significative (moins de 5% de variation). En revanche, la valeur de  $\gamma$  influe toujours de manière significative sur les résultats.

## SCENARIO 3

Les valeurs de N et de E considérées sont :  $N = 200, E = 1\,000\,000$ . Les fréquences estimées à partir de ces valeurs sont, pour différentes valeurs de  $\gamma$  :

- $\gamma = 50\% \rightarrow 2,01.10^{-4}/an$
- $\gamma = 70\% \rightarrow 2,08.10^{-4}/an (+4\%)$
- $\gamma = 90\% \rightarrow 2,19.10^{-4}/an (+9\%)$

Etudions maintenant la sensibilité en N en modifiant légèrement le scénario 3 :  $N = 205, E = 1\,000\,000$  (scénario 3'). Les fréquences estimées deviennent :

- $\gamma = 50\% \rightarrow 2,06.10^{-4}/an (+2\%)$
- $\gamma = 70\% \rightarrow 2,13.10^{-4}/an (+2\%/+4\%)$
- $\gamma = 90\% \rightarrow 2,25.10^{-4}/an (+2\%/+9\%)$

Pour ce scénario, les écarts créés par l'augmentation de N et le changement de valeur de  $\gamma$  sont assez peu influents : on observe moins de 10% d'écart sur les valeurs de fréquences estimées.





**INERIS**

*maîtriser le risque  
pour un développement durable*

**Institut national de l'environnement industriel et des risques**

Parc Technologique Alata  
BP 2 - 60550 Verneuil-en-Halatte

Tél. : +33 (0)3 44 55 66 77 - Fax : +33 (0)3 44 55 66 99

E-mail : [ineris@ineris.fr](mailto:ineris@ineris.fr) - Internet : <http://www.ineris.fr>