# Analyse de risque

#### G. Perrin

guillaume.perrin@univ-eiffel.fr

Année 2022-2023











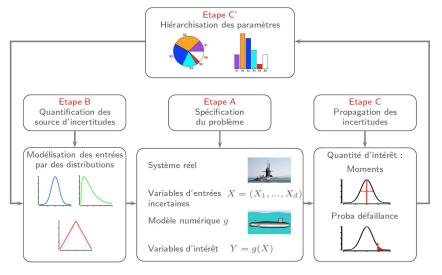




### Plan de la séance

- Introduction
- 2 Echantillonnage conditionné
- Quelques méthodes approchées
  - Méthodes FORM/SORM
  - Méthodes directionnelles

## Introduction - Schéma général



3 / 25

# Introduction - formulation probabiliste

La fiabilité d'un système (physique, chimique, mécanique, financier) fait référence à plusieurs grandeurs :

- $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_d) \leftrightarrow \text{paramétrage du système, que l'on modélise comme un vecteur aléatoire, dont la PDF est notée <math>f_{\mathbf{X}}$ ,
- y ↔ quantité d'intérêt pour la surveillance du bon fonctionnement du système considéré,
- $S \leftrightarrow \text{seuil}$  à ne pas dépasser.

Pour garantir le bon fonctionnement du système, il convient alors de calculer la probabilité de défaillance, notée  $p_f$ , et vérifiant :

$$p_f := \mathbb{P}(y(\mathbf{x}) > S),$$

puis de décider si cette valeur est admissible ou non (vis-à-vis de normes de sécurité par exemple).

## Introduction - plusieurs seuils

$$p_f := \mathbb{P}(y(\mathbf{x}) < 0),$$

- Le système est suffisamment "sûr" si  $p_f \leq \alpha$ .
- Si  $\widehat{p}_n$  est un **estimateur** statistique de  $p_f$  basé sur n évaluations de y, on peut dire que le système est considéré comme suffisamment "sûr" si  $\widehat{p}_n + c(n,\alpha,\beta) \leq \alpha$ , où  $c(n,\alpha,\beta)$  est choisie de manière à éviter toute fausse certification avec probabilité  $1-\beta$ :

$$\max_{p_f \geq \alpha} \mathbb{P}(\widehat{p}_n + c(n, \alpha, \beta) \leq \alpha) \leq \beta.$$

### La garantie du système repose alors sur plusieurs constantes

- $\rightarrow$   $S = 0 \leftrightarrow$  seuil sur y à ne pas dépasser,
- $\rightarrow \alpha \leftrightarrow \text{risque "acceptable" (en référence à $S$),}$
- $\rightarrow \beta \leftrightarrow \text{niveau de confiance (remplacement de } p_f \text{ par } \widehat{p}_n)$ ,
- $\rightarrow c(n, \alpha, \beta) \leftrightarrow \text{marge de sécurité (en référence à } \widehat{p}_n, S, \alpha, \beta).$

### Introduction - le cas Monte Carlo

- Supposons alors que  $x_1, \ldots, x_n$  soient n réalisations i.i.d. de x,
- $\widehat{p}_n := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{y(\mathbf{x}_i) < 0}$  est l'estimateur classique MC de  $p_f$ .
- En remarquant que  $\sqrt{n}(\widehat{p}_n-p_f) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}\left(0,p_f(1-p_f)\right)$ , on trouve que

$$c(n, \alpha, \beta) = \phi_{1-\beta} \sqrt{\alpha(1-\alpha)/n}$$

est un choix naturel pour retrouver (aymptotiquement) le critère de certification voulu, avec  $\phi_{1-\beta}$  le quantile de niveau  $(1-\beta)$  d'un v.a. gaussienne :

$$\max_{p_f \geq \alpha} \mathbb{P}(\widehat{p}_n + c(n, \alpha, \beta) \leq \alpha) \xrightarrow[n \to +\infty]{} \beta.$$

Exercice : montrer le résultat précédent.

### Introduction - le cas Monte Carlo

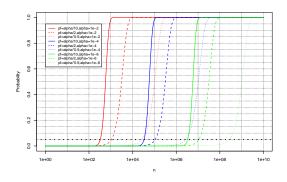


FIGURE: 
$$n \mapsto \mathbb{P}(\widehat{p}_n + c(n, \alpha, \beta = 5\%) \leq \alpha)$$

 $\Rightarrow$  De très nombreuses évaluations de y sont nécessaires pour obtenir une confiance raisonnables sur les résultats ( $n\approx 10\alpha$  quand  $p_f\approx 0.1\alpha$ ,  $n\approx 50\alpha$  quand  $p_f\approx 0.5\alpha$ ,  $n\approx 10^3\alpha$  quand  $p_f\approx 0.9\alpha$ ).

## Un exemple

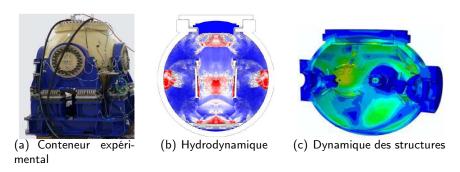


FIGURE: Conteneur pressurisé pour des expériences de dynamique rapide

#### Problématique industrielle

Comment s'assurer que la valeur maximale en temps et espace de l'endommagement plastique restera en dessous d'une valeur critique?

# Introduction - remarques finales

La **théorie des valeurs extrêmes** peut être perçue comme un post-traitement "paramétrique" d'un très grand nombre d'évaluations de y en des points x tirés aléatoirement et indépendamment, pour l'évaluation de  $p_f$ . Les méthodes qui vont être présentées dans la suite s'en distinguent par le fait que l'on suppose ici :

- qu'une évaluation de y(x) est relativement "coûteuse" (financièrement pour une expérience ou numériquement pour une simulation),
- qu'à l'état initial, **aucune** évaluation de *y* n'a été effectuée.

Généralement, on parle de **fiabilité** ou d'évènement **rare** lorsque la probabilité à évaluer,  $p_f$ , est de l'ordre de / inférieure à  $10^{-3}$ .

# Introduction - remarques finales

- On appelle généralement "queue de distribution" la zone de valeurs de y d'intérêt, c'est à dire les valeurs autour de / supérieures à S.
- Dans ce cours, on insiste sur le fait que la PDF  $f_y$  n'est accessible que de manière indirecte, c'est à dire qu'à travers celle de x:

$$f_y(u)du := \int_{\mathbb{R}} 1_{u \leq y \leq u + du} f_y(y) dy = \int_{\mathbb{R}^d} 1_{u \leq y(\mathbf{x}) \leq u + du} f_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x}.$$

#### Problématique scientifique

L'idée est de définir un enchainement **dépendant** (au sens où les résultats passés sont utilisés pour définir les nouveaux points d'évaluation) de points x, et donc d'évaluations de y, de taille **minimum**, permettant la **meilleure** estimation de  $p_f$ .

### Plan de la séance

- Introduction
- 2 Echantillonnage conditionné
- 3 Quelques méthodes approchées
  - Méthodes FORM/SORM
  - Méthodes directionnelles

## Echantillonnage conditionné - principe

Afin de réduire le nombre important d'évaluations requis par MC, il est intéressant de noter que si  $S_0 = -\infty$  et  $S_1 < S_2 < \ldots < S_M = S$ :

$$\mathbb{P}(y(\mathbf{x}) \geq S) = \prod_{m=1}^{M} P_m, \quad P_m := \mathbb{P}(y(\mathbf{x}) \geq S_m | y(\mathbf{x}) \geq S_{m-1}).$$

- On peut ainsi définir M estimateur MC indépendants pour chaque probabilité  $P_m$ , que l'on nomme  $\widehat{p}_m$ .
- $\widehat{p}_f^C := \prod_{m=1}^M \widehat{p}_m$  définit un nouvel estimateur de  $p_f$ .

Exercice : calculer la moyenne, la variance et le coefficient de variation de ce nouvel estimateur, en supposant que l'on a effectué  $N_m$  tirages indépendants pour l'estimation de  $P_m$ .

## Echantillonnage conditionné - stratégie optimale

- Se pose alors le problème du choix de M, des seuils  $S_1, \ldots, S_M$ , et du nombre de tirages à attribuer à l'estimation de chaque probabilité  $P_m$ .
- On peut montrer que pour une valeur de M fixée, le coefficient de variation de l'estimateur est minimal pour  $P_1 = \ldots = P_M = \mathbb{P}(y(\mathbf{x}) \geq S)^{1/M}, \ N_1 = \ldots = N_M = N/M.$
- Dans ce cas, on déduit la valeur du coefficient de variation :

$$\delta^2 = (\delta_0^2 + 1)^M - 1, \quad \delta_0^2 = (p_f^{-1/M} - 1)M/N.$$

• On peut minimiser ce coefficient de variation (en prenant M et N continus), et on obtient  $M \approx -0.63 \log(p_f) \leftrightarrow P_m \approx 0.2032$ .

Commenter les limites pratiques d'un tel tirage conditionné "optimal".

## Echantillonnage conditionné - stratégies approchées

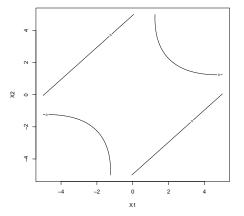
Face à un problème réel, dont on ne connaît pas la probabilité de défaillance, deux méthodes inspirées du tirage conditionné "optimal" sont proposées :

- les approches dites "subset simulation" : on choisit une valeur de  $p_0$  (souvent 0.1) et de  $N_0$  (entre 100 et 1000), puis on rééchantillonne itérativement les  $(1-p_0)N_0$  plus faibles valeurs pour être plus grand que la  $p_0N_0$  plus haute valeur. On s'arrête quand cette  $p_0N_0$  plus haute valeur dépasse S.
- les approches dites "moving particle": on choisit une valeur N<sub>0</sub> de taille d'échantillon initiale. On "déplace" itérativement la "particle" associée à la valeur minimale de la quantité d'intérêt conditionnemment à sa propre valeur jusqu'à ce que toutes les particules dépassent S.

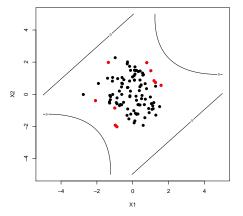
Illustration sur la fonction de Waarts :

$$b_1 = 3 + (u_1 - u_2)^2 / 10 - \text{sign}(u_1 + u_2)(u_1 + u_2) / \sqrt{2}, b_2 = \text{sign}(u_2 - u_1)(u_1 - u_2) + 7/\sqrt{2}, f(u) = \min(b_1, b_2)$$

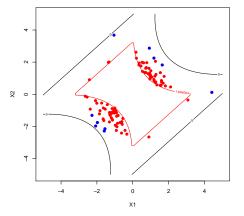
$$p_0 = 0.1$$
,  $N_0 = 100$ . Ligne noire :  $y(x) = 0$ .



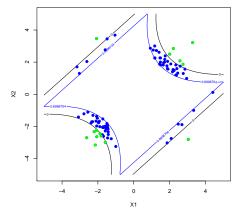
 $p_0 = 0.1$ ,  $N_0 = 100$ . Rouge:  $p_0 N_0 = 10$  points  $> S_1$ .



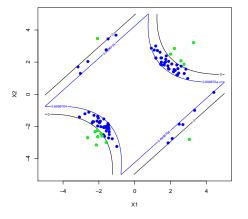
$$p_0 = 0.1$$
,  $N_0 = 100$ . Bleu :  $p_0 N_0 = 10$  points  $> S_2$ .



 $p_0 = 0.1$ ,  $N_0 = 100$ . Vert : 15 points au dessus de S.

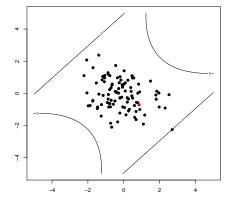


 $p_0 = 0.1$ ,  $N_0 = 100$ . Vert : 15 points au dessus de S.

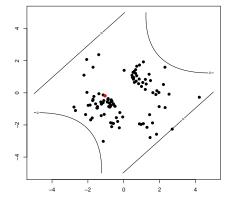


$$p_f \approx p_0^2 \times \frac{\# points > S}{N_0} \approx 0.0015.$$

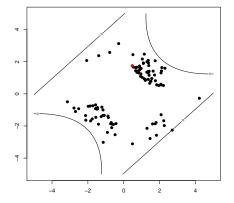
 ${\it N}_0=100.$  Rouge : point minimum lors du tirage initial (0 déplacements).



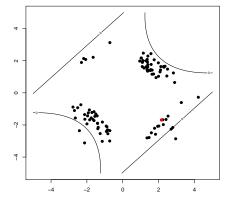
 ${\it N}_0=100.$  Rouge : point minimum après 100 déplacements.



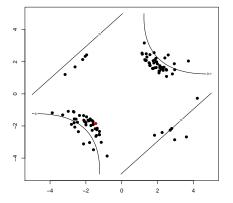
 ${\it N}_0=100.$  Rouge : point minimum après 200 déplacements.



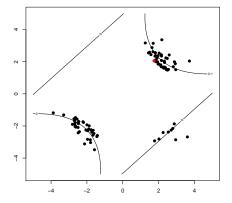
 ${\it N}_0=100.$  Rouge : point minimum après 300 déplacements.



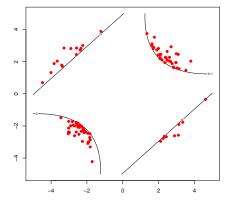
 $N_0=100.$  Rouge : point minimum après 400 déplacements.



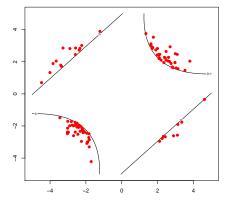
 ${\it N}_0=100.$  Rouge : point minimum après 500 déplacements.



 $N_0 = 100$ . Après M=601 déplacements, toutes les particules sont > S.



 $N_0 = 100$ . Après M=601 déplacements, toutes les particules sont > S.



$$p_f pprox \left(1 - rac{1}{N_0}
ight)^{M-1} pprox 0.0024.$$

## Echantillonnage conditionné - avantages et désavantages

#### Echantillonnage par Monte Carlo

- (+) facile à mettre en oeuvre.
- (-) demande un très grand nombre d'évaluations de y.

#### Echantillonnage conditionné

- (+) demande un nombre a priori réduit d'évaluations de *y*
- (-) plus difficile à mettre en oeuvre (nécessité de pouvoir tirer x conditionnellement à un seuil donné sur y(x) voir les méthodes MCMC dédiées).

## Echantillonnage conditionné - retour à la garantie

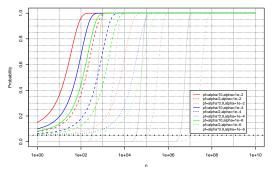


FIGURE: 
$$n \mapsto \mathbb{P}(\widetilde{p}_N + c(Q, \alpha, \beta = 5\%) \le \alpha), \ n = Q(1 - \log(p_f)).$$

 $\Rightarrow$  On a besoin de beaucoup moins d'appels à y pour obtenir la même confiance sur les résultats dans le cas du Moving Particle (avec génération de points par Q=10 itérations MCMC), en particulier pour les faibles valeurs de  $p_f$ .

### Plan de la séance

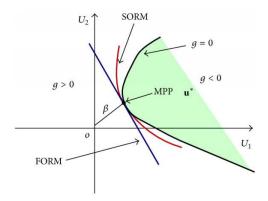
- Introduction
- 2 Echantillonnage conditionné
- Quelques méthodes approchées
  - Méthodes FORM/SORM
  - Méthodes directionnelles

## Méthodes approchées

Les méthodes approchées sont généralement basées sur :

- une transformation de l'espace des entrées dans l'espace gaussien centré normé :  $x \to U(x)$ , où U est un v.a. centré gaussien de covariance la matrice identité (transformation isoprobabiliste),
- la recherche du (des) point(s) défaillant(s) le(s) plus "proche(s)" de l'origine dans l'espace transformé (point(s) critique(s)),
- l'approximation de la surface de défaillance par un hyper-plan (FORM), un paraboloïde (SORM), une hypersphère (méthodes directionnelles),
- la déduction de la probabilité de défaillance à partir des propriétés d'invariance par rotation de la distribution gaussienne centrée réduite.

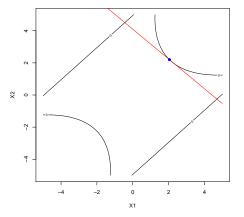
## Méthodes FORM/SORM - illustration graphique



FORM : 
$$p_f \approx \int_{\beta}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx = \Phi(-\beta)$$
.



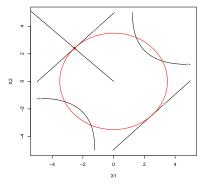
## Méthodes FORM/SORM - illustration graphique



 $p_f \approx 0.0013$ . Commenter les avantages et désavantages d'une telle approche pour la fonction Waarts.

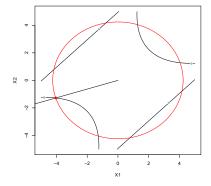


Point rouge: point le plus proche selon direction noire.



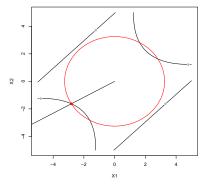
 $P_1 \approx 0.0021$ 

Point rouge: point le plus proche selon direction noire.



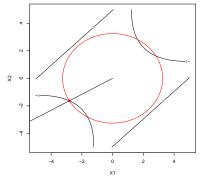
 $P_2 \approx 0.00012$ 

Point rouge: point le plus proche selon direction noire.



 $P_3 \approx 0.0050$ 

Point rouge: point le plus proche selon direction noire.



$$P_3 \approx 0.0050$$

$$p_f pprox rac{1}{N_{\mathrm{iter}}} \sum_{i=1}^{N_{\mathrm{iter}}} P_i pprox 0.0020 ext{ (pour } N_{\mathrm{iter}} = 10).$$



## Méthodes approchées

- (+) facile à mettre en oeuvre.
- (+) le problème d'intégration est remplacé par un problème de minimisation, nécessitant souvent beaucoup moins d'évaluations.
- (-) Aucune véritable garantie sur le résultat (difficile d'évaluer une confiance).

### Plan de la séance

- Introduction
- 2 Echantillonnage conditionné
- Quelques méthodes approchées
  - Méthodes FORM/SORM
  - Méthodes directionnelles