

**LE CALCUL D'ERREUR  
PAR LE LANGAGE DES  
FORMES DE DIRICHLET :  
UNE APPROCHE STATISTIQUE**

*Groupe Mode 2004*

Christophe Chorro, Nicolas Bouleau

CERMICS Enpc, CERMSEM Univ Paris I

## **PLAN DE L'EXPOSE**

- Notion intuitive de structure d'erreur
- Extension : Le langage des formes de Dirichlet
- Un exemple en finance
- Lien avec les statistiques (Identification des structures d'erreur)

## Notion intuitive de structure d'erreur

On considère une grandeur  $C$  (par exemple la concentration d'un polluant dans une rivière) qui peut être connue grâce à des mesures dont le résultat est entaché d'une erreur que l'on notera  $\Delta C$ . Comme souvent en physique ces grandeurs mal connues seront supposées aléatoires et en général corrélées.

### Approche probabiliste :

Il faut connaître la loi du couple  $(C, \Delta C)$ . Le phénomène de propagation des erreurs se traduit par le calcul de lois image.

### Approche mixte :

**H<sub>1</sub>** : Nous supposons que la quantité  $var[\Delta C | C]$  est connue et que  $\mathbb{E}[\Delta C | C] = 0$ .

**H<sub>2</sub>** : On considère les erreurs petites ce qui nous permettra d'utiliser les règles de simplification d'usage. Ainsi  $\Delta C = \varepsilon Y$  où  $Y$  est une variable aléatoire bornée et où  $\varepsilon$  est un paramètre de calibration des erreurs.

**Si  $f$  et  $g$  sont de classe  $C^3$  avec des dérivées bornées, on a alors les formules de propagation suivantes :**

1)

$$\text{var}[\Delta f(C) \mid C] = f'^2(C)\text{var}[\Delta C \mid C] + \varepsilon^3 o(1)$$

$$\mathbb{E}[\Delta f(C) \mid C] = \frac{1}{2}f''(C)\text{var}[\Delta f(C) \mid C] + \varepsilon^3 o(1).$$

2)

$$\text{var}[\Delta(g \circ f(C)) \mid C] = g'^2(f(C))\text{var}[\Delta f(C) \mid C] + \varepsilon^3 o(1)$$

$$\mathbb{E}[\Delta(g \circ f(C)) \mid C] = g'(f(C))\mathbb{E}[\Delta f(C) \mid C] + \frac{1}{2}g''(f(C))\text{var}[\Delta f(C) \mid C] + \varepsilon^3 o(1).$$

**Le calcul de variance est un calcul du premier ordre ne faisant intervenir que les variances. Le calcul de biais est un calcul du second ordre faisant intervenir variances et biais.**

Sur l'espace  $(\mathbb{R}, \text{Bor}(\mathbb{R}), \text{loi de } C)$ , on peut alors introduire l'opérateur  $\Gamma^C$ , appelé opérateur d'erreur quadratique, défini par

$$\Gamma^C[f](x) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{\text{var}[\Delta f(C) \mid C = x]}{\varepsilon^2}.$$

Pour  $f = Id$ ,

$$\Gamma^C[Id](x) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{\text{var}[\Delta C \mid C = x]}{\varepsilon^2} = \text{var}[Y|C].$$

$\Gamma^C$  se polarise en un opérateur symétrique, positif, bilinéaire vérifiant le calcul fonctionnel suivant : si  $F \in C^2(\mathbb{R}^2, \mathbb{R})$  avec des dérivées partielles bornées

$$\begin{aligned} \Gamma^C[F(f, g)] &= F_1'^2(f, g)\Gamma^C[f] + F_2'^2(f, g)\Gamma^C[g] \\ &\quad + 2F_1'(f, g)F_2'(f, g)\Gamma^C[f, g]. \end{aligned}$$

### *Propagation "à la Gauss" (1821)*

Le terme  $(\mathbb{R}, \text{Bor}(\mathbb{R}), \text{loi de } C, \Gamma^C)$  est appelé une **structure d'erreur** lorsque  $\Gamma^C$  est symétrique, positif, bilinéaire et vérifie le calcul fonctionnel précédent.

## Le langage des formes de Dirichlet

Dorénavant une structure d'erreur sera un terme  $(W, \mathcal{W}, m, \mathbb{D}, \Gamma)$  où  $(W, \mathcal{W}, m)$  est un espace de probabilité et  $\Gamma$  un opérateur bilinéaire, symétrique, positif de domaine  $\mathbb{D}$  dense dans  $L^2(m)$ , à valeurs dans  $L^1(m)$  et vérifiant :

1) **Le calcul fonctionnel** de classe  $C^1 \cap Lip$  :

soient  $U = (U_1, \dots, U_n) \in \mathbb{D}^n$  et  $F \in C^1(\mathbb{R}^n) \cap Lip$  alors  $F(U_1, \dots, U_n) \in \mathbb{D}$  et

$$\Gamma[F(U_1, \dots, U_n)] = \sum_{i,j=1}^n F'_i(U) F'_j(U) \Gamma[U_i, U_j]$$

avec  $\Gamma[V] := \Gamma[V, V]$  ( $V$  dans  $\mathbb{D}$ ).

2)  $1 \in \mathbb{D}$ ,  $\Gamma[1] = 0$ .

3) La forme bilinéaire définie sur  $\mathbb{D} \times \mathbb{D}$  par

$$\mathcal{E}[F, G] = \frac{1}{2} \int \Gamma[F, G] dm$$

est **fermée** au sens où  $\mathbb{D}$  muni de la norme du graphe notée

$$\| \cdot \|_{\mathcal{E}} = (\| \cdot \|_{L^2(m)}^2 + \mathcal{E}[\cdot])^{\frac{1}{2}}$$

est complet.

# AVANTAGES

- **Extension naturelle** de l'approche heuristique (propriété 1)
- **Souplesse technique** (Image, produits)
- La propriété (3) assure un calcul fonctionnel sur les fonctions Lip avec, lorsque  $F$  est contractante,

$$\Gamma[F(U)] \leq \Gamma[U].$$

- **Possibilité d'un calcul de biais** : on peut associer de manière unique à  $\mathcal{E}$  un opérateur auto-adjoint  $A$  de domaine  $D(A) \subset \mathbb{D}$  tel que

$$A[F(U)] = F'(U)A[U] + \frac{1}{2}F''(U)\Gamma[U]$$

lorsque  $U \in D(A)$ ,  $\Gamma[U] \in L^2(m)$  et  $F : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  de classe  $C^2$  avec des dérivées bornées.

## Un exemple en finance

On note  $r$  le taux des placements sans risques que l'on suppose constant. On considère un actif financier suivant le modèle de Black-Scholes :

$$dS_t = S_t(rdt + \sigma dB_t)$$

de sorte que le cours actualisé soit une martingale. Si le payoff d'une option européenne d'échéance  $T$  est donné par  $f(S_T)$  on sait que la valeur  $V_t$  de l'option à l'instant  $t$  est

$$V_t = F(t, S_t, \sigma, r)$$

où

$$F(t, x, \sigma, r) = e^{-r(T-t)} \int f\left(xe^{(r-\frac{\sigma^2}{2})(T-t)+\sigma y\sqrt{T-t}}\right) \frac{e^{-\frac{y^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dy.$$

Si  $f$  est à croissance linéaire,  $F$  est très régulière et l'on peut définir les grecs :

$$\text{delta}_t = \frac{\partial F}{\partial x}(t, S_t, \sigma, r)$$

$$\text{gamma}_t = \frac{\partial^2 F}{\partial x^2}(t, S_t, \sigma, r).$$



On suppose la **volatilité erronée** et l'on modélise cette erreur par la structure d'erreur  $(\mathbb{R}_+^*, \text{Bor}(\mathbb{R}_+^*), m, \mathbb{D}, \Gamma)$  vérifiant  $Id \in \mathbb{D}$  où  $\Gamma[Id]$  représente la variance conditionnelle de l'erreur sur  $\sigma$ .

Comme  $S_t = S_0 e^{\sigma B_t + (r - \frac{\sigma^2}{2})t}$  et  $V_t = F(t, S_t, \sigma, r)$  on a les formules de propagation suivantes :

$$\Gamma[S_t] = (B_t - \sigma t)^2 S_t^2 \Gamma[Id]$$

$$\Gamma[V_t] = (S_t(B_t - \sigma t)\delta_t + (T - t)\sigma S_t^2 \gamma_t)^2 \Gamma[Id]$$

$$\Gamma[V_0] = T^2 \sigma^2 S_0^4 \gamma_0^2 \Gamma[Id]$$

$$\Gamma[\delta_t] = \gamma_t^2 \Gamma[S_t]$$

**Question :** Comment déterminer  $\Gamma[Id]$  ?

-Faire un choix a priori (vaste littérature).

-Mettre en place une détermination statistique à partir de l'expérience.

# Identification statistique

## 1 Problématique

Soit  $\theta \in \mathbb{R}^d$  un paramètre qui peut être vu comme la réalisation d'une variable aléatoire  $\Theta$ . On considère que procéder à une mesure de  $\theta$  c'est estimer  $\theta$  statistiquement à l'aide d'une famille paramétrée de probabilité  $(P_\theta)_{\theta \in \mathbb{R}^d}$ . Nous tentons de trouver une structure d'erreur

$$S = (\mathbb{R}^d, \text{Bor}(\mathbb{R}^d), \rho, \mathbb{D}, \Gamma)$$

telle que l'opérateur  $\Gamma$  exprime la précision de la connaissance que l'on a sur  $\theta$  avec les moyens statistiques employés.

Notre approche consiste sous les conditions précisées ci-dessous à identifier  $\Gamma$  à l'inverse de la matrice d'information de Fisher qui, pour les modèles statistiques paramétriques réguliers, est une mesure de la connaissance disponible.

## 2 Borne de Cramer-Rao et identification fondamentale

On suppose que le modèle  $(P_\theta)_{\theta \in \mathbb{R}^d}$  est dominé par une mesure  $\sigma$ -finie  $\mu$  avec

$$dP_\theta = f(\cdot, \theta) d\mu \text{ avec } f(\cdot, \theta) \text{ régulière en } \theta.$$

On se donne une observation  $X$  c'est à dire une variable aléatoire telle que la loi de  $X$  sachant  $\Theta = \theta$  est  $P_\theta$ .

**Théorème :** Soit  $T(X)$  est un estimateur sans biais de  $\theta$  tel que la fonction  $\theta \rightarrow \int T^2(x) f(x, \theta) d\mu(x)$  est localement bornée alors  $\forall \theta$ ,

$$\underline{\mathbb{E}[(T(X) - \theta)(T(X) - \theta)^t \mid \Theta = \theta]} \geq J^{-1}(\theta)$$

où  $\geq$  est ici la relation d'ordre au sens des matrices symétriques et où  $J$  est la matrice d'information de Fisher du modèle

$$J(\theta) = \left[ \int \frac{\partial \log(f(x, \theta))}{\partial \theta_i} \frac{\partial \log(f(x, \theta))}{\partial \theta_j} f(x, \theta) d\mu(x) \right]_{i,j} \blacksquare$$

On pose alors

$$\underline{\underline{\Gamma[Id] = J^{-1} \text{ (I.F)}}}$$

La probabilité a priori  $\rho$  n'intervient pas dans l'identification fondamentale, si ce n'est par la condition technique que la propriété de complétion doit être vérifiée.

**On a donc un nouvel outil opérationnel pour tenir compte de la précision dans les modélisations.**

## Retour à Black-Scholes

Comme dans le cadre du modèle de Black-Scholes les variables aléatoires

$$Y_1^N = \text{Log} \left( \frac{S_{\frac{T}{N}}}{S_0} \right) = \left( r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \frac{T}{N} + \sigma B_{\frac{T}{N}}$$

⋮

$$Y_N^N = \text{Log} \left( \frac{S_T}{S_{\frac{(N-1)T}{N}}} \right) = \left( r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \frac{T}{N} + \sigma (B_T - B_{\frac{(N-1)T}{N}})$$

sont i.i.d de loi

$$\mathcal{N} \left( \left( r - \frac{\sigma^2}{2} \right) \frac{T}{N}, \sigma^2 \frac{T}{N} \right),$$

on a un modèle paramétrique naturel d'estimation de la volatilité qui conduit à

$$\Gamma[Id](\sigma) = \frac{\sigma^2}{2N + \sigma^2 T}.$$

Ainsi lorsque  $N \rightarrow +\infty$

$$\frac{\sqrt{\Gamma[Id](\sigma)}}{\sigma} = 0.$$

## Conclusion et Remarques

A) L'identification fondamentale possède de remarquables propriétés algébriques : **compatibilité avec les notions d'image et de produits**. Elle est de plus intimement liée à la théorie des statistiques asymptotiques.

*Cf N.Bouleau et Ch.Chorro, "Error structure and parameter estimation", note C.R.A.S, February 2004.*

B) Des outils opérationnels en dimension infinie grâce à des résultats de type théorème central limite, Donsker (perturbation du brownien dans Black-Scholes).