

Méthodes de Monte Carlo pour les EDP non linéaires

Nizar TOUZI

Ecole Polytechnique Paris

1^{er} avril 2009

Outline

- 1 Présentation de la méthode de Monte Carlo
- 2 Représentation probabiliste de solutions d'EDP linéaires
- 3 EDS rétrogrades
 - Principe du Maximum de Pontryagin Stochastique
 - Markov Backward SDEs



Loi des Grands Nombres

$X_1, \dots, X_n, \dots \sim \text{iid } \mu(dx)$

f une fonction μ -intégrable. Alors

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_i) \longrightarrow \mathbb{E}[f(X)] = \int f(x) \mu(dx) \quad \mu - \text{p.s.}$$

- En statistique : les X_i sont des observations, et on cherche à estimer le paramètre inconnu $\mathbb{E}[f(X)]$
- Approximation numérique : on simule les X_i (ou une approximation)

Méthode de Monte Carlo : simulation de $(X_n)_{n \geq 1}$, puis approximation d'une quantité d'intérêt à partir de l'échantillon simulé



Théorème de limite centrale

On note $\varepsilon_n(f) := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_i) - \mathbb{E}[f(X)]$

Si de plus f^2 est μ -intégrable, alors

$$\sqrt{n}\varepsilon_n(f) \longrightarrow \mathcal{N}(0, \sigma^2(f)) \quad \text{en loi, où } \sigma^2(f) = \text{Var}[f(X)]$$

En particulier :

$$\mathbb{P} \left\{ \frac{\sqrt{n}\varepsilon_n(f)}{\sigma(f)} \in [-u_\alpha, u_\alpha] \right\} \longrightarrow 1 - \alpha$$

u_α étant le quantile $\alpha/2$ de la $\mathcal{N}(0, 1)$

\implies Intervalle de confiance

\implies Précision de la méthode de MC caractérisée par $\sigma(f)$



Exemples

- $U_i, i \geq 1 \sim \text{iid } \mathcal{U}([0, 1]), X_i := \mathbb{1}_{\{f(U_i) \geq \lambda\}}$

$$\hat{p}_n := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \longrightarrow p := \mathbb{P}\{f(U_i) \geq \lambda\} \quad \text{p.s.}$$

$$\sqrt{n}(\hat{p}_n - p) \longrightarrow \mathcal{N}(0, p(1-p)) \quad \text{en loi}$$

Si on veut $\frac{\sqrt{p(1-p)}}{p\sqrt{n}} \leq 10^{-2}$, il faut choisir $n \geq 10^2 \sqrt{\frac{1-p}{p}} \dots$

- $\theta = \mathbb{E}[e^{\beta N}]$ où $N \sim \mathcal{N}(0, 1)$. Alors

$$\theta = e^{\frac{\beta^2}{2}} \quad \text{et} \quad \sigma^2 := \text{Var}[e^{\beta N}] = e^{2\beta^2} - e^{\beta^2}$$

Si on veut $\frac{\sigma}{\theta\sqrt{n}} \leq 10^{-2}$, il faut choisir $n \geq 10^4 (e^{\beta^2} - 1) \dots$

Pour $\beta = 5 \dots n \geq 7 \times 10^{12} !!$

Loi du logarithme itéré

$X_1, \dots, X_n, \dots \sim \text{iid } \mu(dx)$, f une fonction μ -intégrable

On rappelle

$$\varepsilon_n(f) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n f(X_i) - \mathbb{E}[f(X)] \quad \text{et} \quad \sigma^2(f) = \text{Var}[f(X)]$$

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sqrt{\frac{n}{2 \ln \ln n}} \frac{\varepsilon_n(f)}{\sigma(f)} = 1$$

L'erreur est en moyenne de l'ordre de \sqrt{n} (TCL), et est au pire de l'ordre de $\sqrt{\frac{2 \ln \ln n}{n}}$



Lien avec l'approximation numérique de l'intégrale

On veut calculer $\int_{[0,1]^d} f(x) dx_1 \dots dx_d$

En dimension 1 (pour simplifier), on approxime par des formules du type :

$$\sum_{i=1}^n \pi_i f(x_i), \quad \pi_i \geq 0, \quad \sum_i \pi_i = 1 \quad \text{et } x_i \in [0, 1]$$

$\rightarrow x_i = \frac{1}{n}$ et $\pi_0 = \pi_n = \frac{1}{2n}$, $\pi_i = \frac{1}{n}$ pour $1 \leq i \leq n-1 \implies$
convergenç en $\frac{1}{n}$ et même mieux si f est régulière...

$\rightarrow \pi_i = \frac{1}{n}$ pour tout $i = 0, \dots, n$ et x_i tirés au hasard dans $\mathcal{U}([0, 1]) \implies$ convergenç en $\frac{1}{\sqrt{n}}$, indépendemment de la dimension et de la régularité de f



Réduction de variance

Idée générale : trouver une autre représentation

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[Y]$$

telle que $\text{Var}[Y] \leq \text{Var}[X]$...

Exemples :

- Echantillonnage préférentiel
- Variables de contrôle
- Variables antithétiques



Outline

- 1 Présentation de la méthode de Monte Carlo
- 2 Représentation probabiliste de solutions d'EDP linéaires
- 3 EDS rétrogrades
 - Principe du Maximum de Pontryagin Stochastique
 - Markov Backward SDEs

Mouvement brownien

$W : \mathbb{R}_+ \times \Omega \longrightarrow \mathbb{R}$ est un mouvement brownien si

- $W_0 = 0$ et $W(\cdot, \omega)$ continu p.s.
- W est à accroissements indépendants et
 $W_t - W_s \sim \mathcal{N}(0, t - s)$

W est à variation infinie et à variation quadratique donnée par

$$\sum_{t_i \leq t} |W_{t_i} - W_{t_{i-1}}|^2 \longrightarrow t \text{ en proba quand } \sup_i |t_i - t_{i-1}| \rightarrow 0$$

Conséquence directe : pour une fonction f régulière :

$$f(t, W_t) = f(0, W_0) + \int_0^t \left(\frac{\partial f}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x^2} \right) (s, W_s) ds + \int_0^t \frac{\partial f}{\partial x} (s, W_s) dW_s$$



Equation différentielle stochastique

W mouvement brownien dans \mathbb{R}^d

Soient $b : \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}^d \longrightarrow \mathbb{R}^d$ et $\sigma : \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}^d \longrightarrow \mathbb{S}^d$ des fonctions Lipschitz en x uniformément en t et à croissance linéaire. Alors l'équation différentielle stochastique

$$dX_t = b(t, X_t)dt + \sigma(t, X_t)dW_t$$

admet une unique solution Markovienne telle que

$$\mathbb{E} \left[\sup_{[0, T]} |X_t|^2 \right] \leq C \left(\mathbb{E}[|X_0|^2] + e^{CT} \right)$$

Formule d'Itô :

$$\begin{aligned} f(t, X_t) &= f(0, X_0) + \int_0^t \left(\frac{\partial f}{\partial t} + b \cdot Df + \frac{1}{2} \text{Tr} [\sigma \sigma^T D^2 f] \right) (s, X_s) ds \\ &\quad + \int_0^t Df(s, X_s) \cdot \sigma(s, X_s) dW_s \end{aligned}$$



Formule de Feynman-Kac

On note

$$\mathcal{L}v(t, x) := b(t, x) \cdot Dv(t, x) + \frac{1}{2} \text{Tr} \left[(\sigma \sigma^T)(t, x) D^2 v(t, x) \right]$$

et on considère le problème de Cauchy :

$$\begin{aligned} -\frac{\partial v}{\partial t} - \mathcal{L}v + kv - f &= 0 \\ v(T, x) &= g(x) \end{aligned}$$

S'il existe une solution régulière V à croissance polynomiale, alors

$$V(t, x) = \mathbb{E}_{t,x} \left[\int_t^T e^{-\int_t^s k(r, X_r) dr} f(s, X_s) ds + g(X_T) e^{-\int_t^T k(r, X_r) dr} \right]$$

où, étant donné un mouvement brownien W , X est la solution de :

$$X_s = X_t + \int_t^s b(r, X_r) dr + \int_t^s \sigma(r, X_r) dW_r$$



Méthode de Monte Carlo pour les EDP linéaires

La représentation donnée par la formule de Feynman-Kac ouvre la porte aux méthodes numériques probabilistes... pour simplifier, on prend $f = k = 0$

• Discrétisation d'Euler de l'EDS avec $h := \frac{T-t}{n}$, $t_i := ih$, et $\Delta^h W_{t_i} := W_{t_i} - W_{t_{i-1}}$, $i = 0, \dots, n$

$$X_0^h = X_0 \quad \text{et} \quad X_{t_i}^h = X_{t_{i-1}}^h + b(t_{i-1}, X_{t_{i-1}}^h)h + \sigma(t_{i-1}, X_{t_{i-1}}^h)\Delta^h W_{t_i}$$

On peut montrer que

$$\limsup_{h \rightarrow 0} h^{-1} \mathbb{E} \sup_{[0, T]} |X^h - X|^2 < \infty \quad \text{et} \quad \limsup_{h \rightarrow 0} h^{-2} \mathbb{E} |X_1^h - X_1|^2 < \infty$$

• On simule des copies indépendantes de la discrétisation d'Euler $X^{h,j}$, $j = 1, \dots, N$, et on calcule

$$\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N g(X_{t_n}^h) \dots \quad \text{LGN, TCL...}$$



Problème de couverture en finance

- Marché financier contenant un actif sans risque $S^0 \equiv 1$, et un actif risqué de processus de prix

$$dS_t = \text{diag}[S_t] \sigma_t dW_t$$

μ, σ adaptés, σ inversible + ...

- Portefeuille Z_t^i : montant investi dans l'actif i à la date t .
Condition d'autofinancement \implies dynamique de la valeur du portefeuille :

$$dY_t = Z_t \cdot \text{diag}[S_t]^{-1} dS_t$$

Problème de surcouverture de la v.a. $G \geq 0$ \mathcal{F}_T -mesurable :

$$V_0 := \inf \{ Y_0 : Y_T \geq G \text{ p.s. pour un certain } Z \in \mathcal{A} \}$$



Solution : le modèle de Black-Scholes

La valeur de sur-couverture est donnée par

$$V_0 = \mathbb{E}[G]$$

De plus, il existe un portefeuille optimal Z^* tel que

$$Y_T^{V_0, Z^*} = G \quad \text{replication parfaite}$$

- Si de plus $\mu_t = \mu(t, S_t)$, $\sigma_t = \sigma(t, S_t)$, $G = g(S_T)$, le prix de Black-Scholes $v(t, S_t) = V_t$ est caractérisé par l'EDP linéaire :

$$-Lv := -\frac{\partial v}{\partial t} - rs \cdot Dv - \frac{1}{2} \text{Tr} [\sigma \sigma^T D^2 v] + rv = 0 \quad \text{and} \quad v(T, \cdot) = g$$



Le problème d'option américaine : une première EDP non linéaire

Etant donné un processus de gain $\{G_t, t \in [0, T]\}$, on cherche

$$\bar{V}_0 := \inf \{Y_0 : Y_t \geq G_t, t \in [0, T] \text{ p.s. pour un certain } Z \in \mathcal{A}\}$$

Par un argument similaire, ce problème de sur-couverture se réduit au problème d'arrêt optimal :

$$\bar{V}_0 := \sup \{\mathbb{E}[G_\tau] : \tau \text{ temps d'arrêt} \leq T\}$$

• Si de plus $\mu_t = \mu(t, S_t)$, $\sigma_t = \sigma(t, S_t)$, $G_t = g(S_t)$, le prix de l'option américaine $v(t, S_t) = V_t$ est caractérisé par l'EDP frontière libre :

$$\min \{-L\bar{v} ; \bar{v} - g\} = 0 \quad \text{and} \quad \bar{v}(T, \cdot) = g$$



Méthodes numériques probabilistes pour les options américaines

Le prix d'une option américaine de payoff $\{G_t, t \geq 0\}$:

$$V_0 = \sup \{ \mathbb{E}[G_T] : \tau \text{ stopping time} \leq T \}$$

peut être approximé par l'enveloppe de Snell :

$$V_T^n := G_T \quad \text{et} \quad V_{t_k}^n := \max \left\{ G_{t_k}, \mathbb{E} \left[V_{t_{k+1}}^n | \mathcal{F}_{t_k} \right] \right\}$$

où $t_k := kT/n, k = 0, \dots, n$

Dans le cas Markov, l'espérance conditionnelle $\mathbb{E}[\cdot | \mathcal{F}_{t_k}]$ est une regression, et peut être approximée une approximation implémentable $\hat{\mathbb{E}}_k^N[\cdot]$, ce qui conduit au schéma implémentable :

$$\hat{V}_T^{n,N} := G_T \quad \text{et} \quad \hat{V}_{t_k}^{n,N} := \max \left\{ G_{t_k}, \hat{\mathbb{E}}_k^N \left[\hat{V}_{t_{k+1}}^{n,N} \right] \right\}$$



Méthodes d'estimation de regression

Méthodes classiques en statistique :

- méthode des noyaux (suggérée dans le contexte des options US par Carrière)
- Projection sur des bases de $\mathbb{L}^2(\mathbb{P})$ <Longstaff-Schwarz, Gobet-Lemor-Warin AAP05>

Méthodes numériques probabilistes

- Markov chain approximation <Kushner>
- Stochastic mesh <Broadie-Glasserman>
- quantification... <Bally-Pagès SPA03>

Integration par parties <Lions-Reigner 00, Bouchard-T. SPA04>



Outline

- 1 Présentation de la méthode de Monte Carlo
- 2 Représentation probabiliste de solutions d'EDP linéaires
- 3 EDS rétrogrades
 - Principe du Maximum de Pontryagin Stochastique
 - Markov Backward SDEs



The Pontryagin approach for stochastic control

- On considère le problème de contrôle stochastique

$$v(t, x) := \sup_{\nu \in \mathcal{U}} \mathbb{E}_{t,x} \left[\int_t^T f(r, X_r^\nu, \nu_r) dr + g(X_T^\nu) \right]$$

où X^ν est un processus état contrôlé

$$dX_t^\nu = b(r, X_t^\nu, \nu_t) dt + \sigma(r, X_t^\nu, \nu_t) dW_t$$

- On définit le Hamiltonien :

$$H(t, x, u, y, z) := f(t, x, u) + b(t, x, u) \cdot y + \text{Tr} \left[\sigma(t, x, u)^T z \right]$$

- Pour tout contrôle ν , on introduit l'EDR rétrograde :

$$dY_t = -\nabla_x H(t, X_t, \nu_t, Y_t, Z_t) dt + Z_t \cdot dW_t \quad \text{with} \quad Y_T = \nabla g(X_T)$$

The Pontryagin Maximum Principle

- Soit $\hat{\nu} \in \mathcal{U}$ et $\hat{X} := X^{\hat{\nu}}$ l'état contrôlé correspondant, i.e.

$$d\hat{X}_t = \nabla_y H(t, \hat{X}_t, \hat{\nu}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t) dt + \nabla_z H(t, \hat{X}_t, \hat{\nu}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t) \cdot dW_t$$

où (\hat{Y}, \hat{Z}) est une solution adaptée de l'EDS rétrograde (état adjoint) :

$$d\hat{Y}_t = -\nabla_x H(t, \hat{X}_t, \hat{\nu}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t) dt + \hat{Z}_t \cdot dW_t \quad \text{avec} \quad \hat{Y}_T = \nabla g(\hat{X}_T)$$

- On suppose de plus pour tout $t \in [0, T]$:

$$H(t, \hat{X}_t, \hat{\nu}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t) = \max_{u \in \mathcal{U}} H(t, \hat{X}_t, u, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t)$$

- Alors, sous des conditions de convexité, $\hat{\nu}$ est un contrôle optimal
- Le triplet $(\hat{X}, \hat{Y}, \hat{Z})$ est solution du systèmes d'EDS

Forward-Backward



Preuve du principe du maximum de Pontryagin

- $f \equiv 0$ pour simplifier, $h(t, x, y, z) := \sup_{u \in U} H(t, x, u, y, z)$.
- **Hypothèse** : g et h concave en x Alors, pour $\nu \in \mathcal{U}$:

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E} \left[g \left(\hat{X}_T \right) \right] - \mathbb{E} \left[g \left(X_T^\nu \right) \right] &\geq \mathbb{E} \left[\left(\hat{X}_T - X_T^\nu \right) \cdot \nabla g \left(\hat{X}_T \right) \right] \\
 &= \mathbb{E} \left[\left(\hat{X}_T - X_T^\nu \right) \cdot \hat{Y}_T - \left(\hat{X}_0 - X_0^\nu \right) \cdot \hat{Y}_0 \right] \\
 &= \mathbb{E} \left[\int_0^T d \left\{ \left(\hat{X}_t - X_t^\nu \right) \cdot \hat{Y}_t \right\} \right] \\
 &= \mathbb{E} \int_0^T \left[H \left(t, \hat{X}_t, \hat{\nu}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t \right) - H \left(t, X_t^\nu, \nu_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t \right) \right. \\
 &\quad \left. - \left(\hat{X}_t - X_t^\nu \right) \cdot \nabla_x H \left(t, \hat{X}_t, \hat{\nu}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t \right) \right] dt \\
 &\geq \mathbb{E} \int_0^T \left[h \left(t, \hat{X}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t \right) - h \left(t, X_t^\nu, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t \right) \right. \\
 &\quad \left. - \left(\hat{X}_t - X_t^\nu \right) \cdot \nabla_x h \left(t, \hat{X}_t, \hat{Y}_t, \hat{Z}_t \right) \right] dt \geq 0
 \end{aligned}$$



Definition (Pardoux and Peng)

Given $X_t = X_0 + \int_0^t b(s, X_s)ds + \int_0^t \sigma(s, X_s)dW_s$, $t \geq 0$, find an \mathbb{F}^W -adapted (Y, Z) satisfying :

$$Y_t = g(X_T) + \int_t^T f(r, X_r, Y_r, Z_r)dr - \int_t^T Z_r \cdot dW_r$$

i.e. $dY_t = -f(t, X_t, Y_t, Z_t)dt + Z_t \cdot dW_t$ and $Y_T = g(X_T)$

where the generator $f : [0, T] \times \mathbb{R}^d \times \mathbb{R} \times \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ is Lipschitz in (x, y, z) uniformly in t , and $g(X_T) \in \mathbb{L}^2(\mathbb{P})$. Then there is a unique solution satisfying

$$\mathbb{E} \sup_{t \leq T} |Y_t|^2 + \mathbb{E} \int_0^T |Z_t|^2 dt < \infty$$

Moreover, there exists a measurable function V :

$$Y_t = V(t, X_t), \quad 0 \leq t \leq T$$



Connection with PDE's

- By definition,

$$\begin{aligned} Y_{t+h} - Y_t &= V(t+h, X_{t+h}) - V(t, X_t) \\ &= - \int_t^{t+h} f(X_r, Y_r, Z_r) dr + \int_t^{t+h} Z_r \cdot \sigma(X_r) dW_r \end{aligned}$$

- If $V(t, x)$ is smooth, it follows from Itô's formula that :

$$\begin{aligned} \int_t^{t+h} \mathcal{L}V(r, X_r) dr + \int_t^{t+h} DV(r, X_r) \cdot \sigma(X_r) dW_r \\ = - \int_t^{t+h} f(X_r, Y_r, Z_r) dr + \int_t^{t+h} Z_r \cdot dW_r \end{aligned}$$

where $\mathcal{L}V := \partial_t V + b \cdot DV + \frac{1}{2} \text{Tr}[\sigma \sigma^T D^2 V]$. Then

$$-\mathcal{L}V(t, x) - f(t, x, V(t, x), \sigma^T DV(t, x)) = 0$$



Feynman-Kac representation for semilinear PDE's

Assume that the semilinear PDE

$$-\mathcal{L}V(t, x) - f(t, x, V(t, x), \sigma^T DV(t, x)) = 0, \quad V(T, \cdot) = g$$

has a classical solution with polynomial growth. Then

$v(t, x) = Y_t^{t,x}$, where (Y, Z) is the solution of the BSDE :

$$\begin{aligned} X_s^{t,x} &= x + \int_t^s b(r, X_r^{t,x}) dr + \int_t^s \sigma(r, X_r^{t,x}) dW_r \\ Y_s^{t,x} &= g(X_T^{t,x}) + \int_s^T f(r, X_r^{t,x}, Y_r^{t,x}, Z_r^{t,x}) dr - \int_s^T Z_r^{t,x} dW_r \end{aligned}$$

- For $f \equiv 0 \implies v(t, x) = Y_t^{t,x} = \mathbb{E} [g(X_T^{t,x})]$
- Extension to fully nonlinear PDEs : Cheridito, Soner, T., Victoir (CPAM 06)...
- This representation suggests numerical probabilistic schemes...



Discrete-time approximation of BSDEs

<Bally-Pagès SPA03, Zhang AAP04, Bouchard-T. SPA04>

Numerical solution of a semi-linear PDE by **simulating** the associated backward SDE by means of Monte Carlo methods
Start from Euler discretization : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ is given, and

$$Y_{t_{i+1}}^n - Y_{t_i}^n = -f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i + Z_{t_i}^n \cdot \sigma(X_{t_i}^n) \Delta W_{t_{i+1}}$$



Discrete-time approximation of BSDEs

<Bally-Pagès SPA03, Zhang AAP04, Bouchard-T. SPA04>

Numerical solution of a semi-linear PDE by **simulating** the associated backward SDE by means of Monte Carlo methods
Start from Euler discretization : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ is given, and

$$\mathbb{E}_i^n [\quad] \rightarrow Y_{t_{i+1}}^n - Y_{t_i}^n = -f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i + Z_{t_i}^n \cdot \sigma(X_{t_i}^n) \Delta W_{t_{i+1}}$$

\implies Discrete-time approximation : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ and

$$Y_{t_i}^n = \mathbb{E}_i^n [Y_{t_{i+1}}^n] + f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i \quad , \quad 0 \leq i \leq n-1 ,$$



Discrete-time approximation of BSDEs

<Bally-Pagès SPA03, Zhang AAP04, Bouchard-T. SPA04>

Numerical solution of a semi-linear PDE by **simulating** the associated backward SDE by means of Monte Carlo methods
Start from Euler discretization : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ is given, and

$$\mathbb{E}_i^n[\Delta W_{t_{i+1}} \rightarrow Y_{t_{i+1}}^n - Y_{t_i}^n = -f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i + Z_{t_i}^n \cdot \sigma(X_{t_i}^n) \Delta W_{t_{i+1}}$$

\implies Discrete-time approximation : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ and

$$Y_{t_i}^n = \mathbb{E}_i^n \left[Y_{t_{i+1}}^n \right] + f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i \quad , \quad 0 \leq i \leq n-1$$

$$Z_{t_i}^n = \mathbb{E}_i^n \left[Y_{t_{i+1}}^n \frac{\Delta W_{t_{i+1}}}{\Delta t_i} \right]$$



Discrete-time approximation of BSDEs

<Bally-Pagès SPA03, Zhang AAP04, Bouchard-T. SPA04>

Numerical solution of a semi-linear PDE by **simulating** the associated backward SDE by means of **Monte Carlo methods**
Start from Euler discretization : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ is given, and

$$\mathbb{E}_i^n[\Delta W_{t_{i+1}} \rightarrow Y_{t_{i+1}}^n - Y_{t_i}^n = -f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i + Z_{t_i}^n \cdot \sigma(X_{t_i}^n) \Delta W_{t_{i+1}}$$

\implies Discrete-time approximation : $Y_{t_n}^n = g(X_{t_n}^n)$ and

$$Y_{t_i}^n = \mathbb{E}_i^n \left[Y_{t_{i+1}}^n \right] + f(X_{t_i}^n, Y_{t_i}^n, Z_{t_i}^n) \Delta t_i \quad , \quad 0 \leq i \leq n-1$$

$$Z_{t_i}^n = \mathbb{E}_i^n \left[Y_{t_{i+1}}^n \frac{\Delta W_{t_{i+1}}}{\Delta t_i} \right]$$

\implies Similar to numerical computation of **American options**



Discrete-time approximation of BSDEs, continued

$$0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n = T, t_i := i \frac{T}{n}$$

Theorem (Zhang 04, Bouchard-T. 04) Assume f and g are Lipschitz. Then :

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n^{1/2} \left\{ \sup_{0 \leq t \leq 1} \|Y_t^n - Y_t\|_{\mathbb{L}^2} + \|Z^n - Z\|_{\mathbb{H}^2} \right\} < \infty$$

Theorem (Gobet-Labart 06) Under additional conditions :

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n \|Y_0^n - Y_0\|_{\mathbb{L}^2} < \infty$$

Weak error...



Simulation of Backward SDE's

1. Simulate trajectories of the forward process X (well understood)
2. Backward scheme :

$$\begin{cases} \hat{Y}_{t_n}^n &= g(X_{t_n}^n) \\ \hat{Y}_{t_{i-1}}^n &= \hat{\mathbb{E}}_{t_{i-1}}^n \left[\hat{Y}_{t_i}^n \right] + f \left(X_{t_{i-1}}^n, \hat{Y}_{t_{i-1}}^n, \hat{Z}_{t_{i-1}}^n \right) \Delta t_i, \quad 1 \leq i \leq n, \\ \hat{Z}_{t_{i-1}}^n &= \hat{\mathbb{E}}_{t_{i-1}}^n \left[\hat{Y}_{t_i}^n \frac{\Delta W_{t_i}}{\Delta t_i} \right] \end{cases}$$



Simulation of BSDEs : bound on the rate of convergence

Error estimate for the Malliavin-based scheme

Theorem For $p > 1$:

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \max_{0 \leq i \leq n} n^{-1-d/(4p)} N^{1/2p} \left\| \hat{Y}_{t_i}^n - Y_{t_i}^n \right\|_{\mathbb{L}^p} < \infty$$

For the time step $\frac{1}{n}$, and limit case $p = 1$:

$$\begin{aligned} & \text{rate of convergence of } \frac{1}{\sqrt{n}} \\ & \text{if and only if} \\ & n^{-1-\frac{d}{4}} N^{1/2} = n^{1/2}, \quad \text{i.e. } N = n^{3+\frac{d}{2}} \end{aligned}$$

Recent developments in Crisan, Manolarakis and T.