

# TERA3 : Conditionnement. Calcul stochastique d'Ito

January 11, 2018

## 1 Loi conditionnelle

### 1.1 Probabilité "désintégrée"

Etant donnée une probabilité  $\mathbf{P}[\cdot]$  et un objet aléatoire  $X \in E$ , il existe une (presque)-unique famille de probabilité  $(\mathbf{P}[\cdot/X = x] : x \in E)$  qui vérifie les axiomes suivants:

$$\boxed{\mathbf{P}[X = x/X = x] = 1} \quad (\textit{Concentration})$$

$$\mathbf{P}[\cdot] = \int_E \mathbf{P}[\cdot/X = x] \boxed{\mathbf{P}[X \in dx]} \quad (\textit{Recollement})$$

Les mesures de probabilités  $\mathbf{P}[\cdot/X = x]$  s'appellent des mesures de probabilités conditionnelles. Mais il y a une autre appellation très parlante : La famille  $(\mathbf{P}[\cdot/X = x] : x \in E)$  est une désintégration de  $\mathbf{P}[\cdot]$  selon  $X$ . En d'autres termes : la probabilité conditionnelle est un découpage de  $\mathbf{P}$  selon les lignes de niveau de  $X$ . La formule (Recollement) permet de recoller les morceaux.

Ensuite on note  $\mathbf{E}[\cdot/X = x]$  l'espérance calculée avec  $\mathbf{P}[\cdot/X = x]$ . De l'axiome de recollement on déduit :

$$\mathbf{E}[\cdot] = \int_E \mathbf{E}[\cdot/X = x] \boxed{\mathbf{P}[X \in dx]}$$

### 1.2 Loi conditionnelle

Considérons une désintégration  $(\mathbf{P}[\cdot/X = x] : x \in E)$ . Considérons  $Y \in F$  un autre objet aléatoire. Considérons  $\mathbf{P}[Y \in dy/X = x]$ , la loi de  $Y$  sous  $\mathbf{P}[\cdot/X = x]$ .

**propriété :**

$$\mathbf{P}[X \in dx, Y \in dy] = \mathbf{P}[Y \in dy/X \in dx] \mathbf{P}[X \in dx] \quad (\textit{Jointe} \leftrightarrow \textit{Conditionnelle})$$

EXO : dans la démo suivante indiquez quelle axiome ou propriété on utilise à chaque ligne.

Démo : prenons une fonction test  $\varphi$ :

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[\varphi(X, Y)] &= \int \mathbf{E}[\varphi(X, Y)/X = x] \mathbf{P}[X \in dx] & (\boxed{\text{Recollement}}) \\ &= \int \mathbf{E}[\varphi(x, Y)/X = x] \mathbf{P}[X \in dx] & (\boxed{\text{Concentration}}) \\ &= \int \int \varphi(x, y) \mathbf{P}[Y \in dy/X = x] \mathbf{P}[X \in dx] & (\boxed{\text{FGE}}) \end{aligned}$$

Puisque c'est vrai sur toutes les fonctions tests, la propriété est vraie. □

### 1.3 Exemple de modélisation à deux couches

Quand on modélise un phénomène aléatoire en plusieurs couches de hasard, on utilise des conditionnements :

Considérons  $N$  le nombre de sardines dans l'atlantique, qui suit une loi de Poisson de paramètre  $\Lambda$ , où  $\Lambda$  est la température de l'eau, qui suit une loi exponentielle de paramètre 1. Essayons de déterminer la loi du couple  $(N, \Lambda)$ .

Exo : Il y a plus d'étapes que nécessaire dans le calcul ci-dessous. Mais c'est pour vous permettre d'écrire pour chaque égalité, si l'on utilise les formules (Recollement), (Concentration), (FGE), ou bien une donnée de l'énoncé.

$$\begin{aligned}
 \mathbf{E}[\varphi(\Lambda, N)] &= \int \mathbf{E}[\varphi(\Lambda, N)/\Lambda = \lambda] \mathbf{P}[\Lambda \in d\lambda] && ( \boxed{\text{XXXXXXXXXXXXX}} ) \\
 &= \int \mathbf{E}[\varphi(\lambda, N)/\Lambda = \lambda] \mathbf{P}[\Lambda \in d\lambda] && ( \boxed{\text{XXXXXXXXXXXXX}} ) \\
 &= \int \mathbf{E}[\varphi(\lambda, N)/\Lambda = \lambda] e^{-\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} d\lambda && ( \boxed{\text{XXXXXXXXXXXXX}} ) \\
 &= \int \int \varphi(\lambda, y) \mathbf{P}[N \in dy/\Lambda = \lambda] e^{-\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} d\lambda && ( \boxed{\text{XXXXXXXXXXXXX}} ) \\
 &= \int \int \varphi(\lambda, y) \left( \sum_n e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} \delta_n(dy) e^{-\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} d\lambda \right) && ( \boxed{\text{XXXXXXXXXXXXX}} )
 \end{aligned}$$

Donc la loi de  $(N, \Lambda)$  c'est tout ce qui apparait dans la grande parenthèse : c'est une loi mixte : un mélange de Dirac  $\delta_n(dy)$  et de Lebesgue  $d\lambda$ . On peut supprimer une intégrale grâce aux Dirac :

$$\mathbf{E}[\varphi(\Lambda, N)] = \int \sum_n \varphi(\lambda, n) \frac{\lambda^n}{n!} e^{-2\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} d\lambda$$

Déterminez maintenant la loi de  $N$  seul:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{E}[\varphi(N)] &= \int \sum_n \varphi(n) \frac{\lambda^n}{n!} e^{-2\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} d\lambda \\
 &= \sum_n \varphi(n) \frac{1}{n!} \int \lambda^n e^{-2\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} d\lambda \\
 &= \sum_n \varphi(n) \frac{1}{n!} \int \frac{\lambda^n}{2^n} e^{-\lambda} 1_{\{\lambda > 0\}} \frac{1}{2} d\lambda \\
 &= \sum_n \varphi(n) \frac{1}{2} \frac{1}{2^n} = \int \varphi(x) \sum_n \frac{1}{2} \frac{1}{2^n} \delta_n(dx)
 \end{aligned}$$

Dingue : nous constatons que  $N$  suit une loi géométrique de paramètre  $\frac{1}{2}$ .

## 2 Début du calcul d'Ito

### 2.1 Mouvement brownien dans une filtration

On appellera mouvement brownien dans la filtration  $F_t$  une trajectoire  $W_t$  telle que

- $t \rightarrow W_t$  est continue.
- pour tout  $s, t$ ,  $W_{t+s} - W_t$  est indépendant de  $F_t$ .

- pour tout  $s, t$ ,  $W_{t+s} - W_t$  suit une loi normale centrée de variance  $s$ .

Remarque : les mouvements browniens sont aussi appelés "processus de Wiener", d'où la lettre  $W$ . Mais cette lettre nous rappelle aussi qu'ils oscillent beaucoup. En particulier ils ne sont pas dérivables (vous observerez les simulations).

### 3 Equation différentielle

#### 3.1 Simple

Considérons une trajectoire  $a_t$ . L'équation différentielle

$$\frac{dX_t}{dt} = a_t$$

s'écrit plus joliment

$$dX_t = a_t dt$$

se résout approximativement avec le schéma d'Euler : on se donne un point de départ  $x_0$  et une suite de temps  $t_i$  très serrés et l'on pose

$$X_{t_{i+1}} = \boxed{X_{t_i} + a_{t_i}(t_{i+1} - t_i)}$$

#### 3.2 Avec une excitation brownienne

Considérons des trajectoires  $a_t, b_t$  et une trajectoire brownienne  $W_t$ . On écrit une "équation différentielle stochastique" :

$$dX_t = a_t dt + b_t dW_t$$

Elle s'interprète ainsi :

$$X_{t+\varepsilon} - X_t = a_t \varepsilon + b_t (W_{t+\varepsilon} - W_t)$$

Donc : les accroissements infinitésimaux de  $X_t$  dépendent des accroissements infinitésimaux du Brownien. On dit que  $X_t$  subit une excitation brownienne. L'équation différentielle stochastique se résout grâce au schéma d'Euler :

$$X_{t_{i+1}} = \boxed{X_{t_i} + a_{t_i}(t_{i+1} - t_i) + b_{t_i}(W_{t_{i+1}} - W_{t_i})}$$

Nous programmerons ce schéma en TP.

### 4 Chain-rule

En français, la "chain-rule" est la "règle de dérivation composée".

#### 4.1 La chain-rule pour les trajectoires régulières

Considérons maintenant une fonction  $f(x)$  de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}$ . Notons  $f'$  et  $f''$  ses dérivées premières et secondes. Quand  $X_t$  est une trajectoire régulière nous avons :

$$\frac{df(X_t)}{dt} = f'(X_t) \boxed{\frac{dX_t}{dt}}$$

qui s'écrit plus joliment :

$$df(X_t) = \boxed{f'(X_t) dX_t}$$

Cette formule est **fausse** quand  $X_t$  est une trajectoire excitée.

## 4.2 Le crochet stochastique

Le crochet stochastique est un produit scalaire sur les accroissements différentiels (on verra plus loin une définition). Listez ses propriétés

Il est donc symétrique :

$$\langle dX_t, dZ_t \rangle = \langle dZ_t, dX_t \rangle$$

Linéaire :

$$\langle dX_t + dY_t, dZ_t \rangle = \langle dX_t, dZ_t \rangle + \langle dY_t, dZ_t \rangle$$

Les éléments non différentiel sortent comme des constantes

$$\langle a_t dX_t, dZ_t \rangle = a_t \langle dX_t, dZ_t \rangle$$

Dès qu'un des éléments est réduit à  $dt$ , le crochet s'annule

$$\langle dX_t, dt \rangle = 0$$

Si les deux éléments sont des Browniens indépendants alors le crochet s'annule

$$\langle dW_t, d\tilde{W}_t \rangle = 0$$

mais s'il y a le même brownien des deux côtés alors :

$$\langle dW_t, dW_t \rangle = dt$$

Exemples quand  $dX_t = a_t dt + b_t dW_t + c_t d\tilde{W}_t$  et  $dY_t = i_t dt + j_t dW_t + k_t d\tilde{W}_t$  alors

$$\langle dX_t, dY_t \rangle = b_t j_t dt + c_t k_t dt$$

## 4.3 Chain rule pour les trajectoires excitées

**Théoreme 4.1 (Formule d'Ito)** Considérons  $X_t$  une trajectoire excitée. Considérons  $f$  une fonction deux fois dérivables, on a

$$df(X_t) = f'(X_t) dX_t + \frac{1}{2} f''(X_t) \langle dX_t, dX_t \rangle$$

En particulier si  $dX_t = a_t dt + b_t dW_t$  :

$$df(X_t) = f'(X_t) dX_t + \frac{1}{2} f''(X_t) b_t^2 dt$$

Retenez bien ce terme supplémentaire dans la chain-rule. Remarquez que lorsque  $X_t$  est une trajectoire régulière, le crochet différentiel s'annule et on retombe sur la chain-rule-régulière.

## 4.4 Exemples

Montrez que  $X_t = e^{W_t - \frac{1}{2}t}$  satisfait  $dX_t = X_t dW_t$ .

## 5 Intégrales d'Ito

### 5.1 L'intégrale d'Ito

Une trajectoire excitée est définie par une équation différentielle stochastique et un point de départ :

$$\begin{cases} dX_t = a_t dt + b_t dW_t \\ X_0 = x_0 \end{cases}$$

On aimerait aussi pouvoir la définir comme ceci :

$$X_t = X_0 + \int_0^t a_s ds + \int_0^t b_s dW_s$$

Il faut donc donner un sens à la seconde intégrale : On utilise pour cela la formule des rectangles-évalués-à-gauche : on se donne des temps  $(0 = s_0^n, s_1^n, s_2^n, \dots)$  qui se rapprochent quand  $n \rightarrow \infty$ . On définit l'intégrale d'Ito par :

$$it \oint_0^t b_s dW_s := \lim_n \sum_i b_{s_i^n} (W_{s_{i+1}^n} - W_{s_i^n}) 1_{s_i^n < t} \quad (ITO)$$

FAITES UN DESSIN

## 6 Multi-dimension

### 6.1 Formule d'Ito multi-dimensionnelle

On considère maintenant plusieurs browniens indépendants  $W_t^k$  et on définit plusieurs trajectoires excitées  $X_t^i$  par :

$$dX_t^i = a_t^{ik} dt + b_t^{ik} dW_t^k$$

**theorem 6.1 (Formule d'Ito multi-dimensionnelles)** Considérons des trajectoires excitées  $(X_t^1, \dots, X_t^n)$ . Considérons  $f : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction 2 fois dérivable. On a :

$$df(X_t^1, \dots, X_t^n) = \sum_i \frac{\partial f}{\partial X_t^i} dX_t^i + \frac{1}{2} \sum_{ij} \frac{\partial^2 f}{\partial X_t^i \partial X_t^j} \langle dX_t^i, dX_t^j \rangle$$

## 6.2 Dérivation d'un produit

**Exemple 6.2 (Dérivation d'un produit)** Considérons 2 trajectoires excitées :

$$X_t = a_t dt + b_t dW_t \quad (1)$$

$$Y_t = c_t dt + e_t d\tilde{W}_t \quad (2)$$

L'opération produit est une fonction :  $x \times y = f(x, y)$  que l'on sait bien dériver. Ainsi

$$d(X_t Y_t) = \boxed{X_t dY_t + Y_t dX_t + \langle dX_t, dY_t \rangle}$$

Ainsi si  $W_t = \tilde{W}_t$  on trouve

$$d(X_t Y_t) = \boxed{X_t dY_t + Y_t dX_t + b_t e_t dt}$$

Mais si  $W$  et  $\tilde{W}$  sont indépendants on retombe sur la formule bien connue

$$d(X_t Y_t) = \boxed{X_t dY_t + Y_t dX_t}$$

**Exercice 6.1 (Pont brownien)** Dans cet exo  $t$  appartient à  $[0, 1[$ . Montrez que :

$$X_t = (1 - t) \int_0^t \frac{1}{1 - s} dW_s \quad (SOLpont)$$

est solution de

$$dX_t = \frac{-X_t}{1 - t} + dW_s \quad (EDSpont)$$

Aide : vous dériverez un produit composé d'un trajectoire régulière :  $(1 - t)$  et d'une trajectoire excitée  $\int_0^t \frac{1}{1 - s} dW_s$ . Bien entendu toutes les intégrales avec des  $dW_s$  sont des intégrales d'ito, et on a  $d(\int_0^t a_s dW_s) = a_t dW_t$  (l'intégrale d'Ito a été construite pour cela).

Résolvez l'exo

## 7 Processus de Markov et Martingales

### 7.1 Markov = Diffusions

Une trajectoire  $X_t$  est processus de Markov dans la filtration  $F_t$  quand

- $\forall t, s, X_{t+s} - X_t$  est indépendant de  $F_t$  conditionnellement à  $X_t$ .

Interprétation : «à chaque instant  $t$ , l'évolution futur  $X_{t+s} - X_t$  ne dépend que du présent  $X_t$  et d'un hasard indépendant du passé  $F_t$ . »

En particulier, un brownien est un processus Markov.

**Définition 7.1** Soient  $a$  et  $b$  sont deux fonctions de  $\mathbb{R}$  dans  $\mathbb{R}$ . La trajectoire excitée

$$dX_t = a(X_t)dt + b(X_t)dW_t$$

est appelée une diffusion.

Les diffusions sont des processus de Markov : En effet à chaque instant  $t$ , l'évolution futur d'une diffusion (ici  $dX_t$ ) ne dépend que de sa position présente ( $X_t$ ) et d'un hasard indépendant du passé ( $dW_t$ ).

**Exercice 7.1** Considérons  $W_t$  un mouvement brownien. Quelle équation différentielle vérifie  $W_t^2$ . Expliquez pourquoi  $W_t^2$  n'est pas une diffusion.

## 7.2 Martingale = trajectoire purement excitée

Une trajectoire  $X_t$  est une martingale la filtration  $F_t$  quand

$$\forall t, s \quad \mathbf{E}[X_{t+s} - X_t / F_t] = \boxed{0}$$

Ex: une trajectoire brownienne est une martingale.

Les trajectoires 'purement' excitées

$$dX_t = b_t dW_t$$

sont justement des martingales<sup>1</sup>. Explication :

$$\mathbf{E}[X_{t+\varepsilon} - X_t / F_t] = \mathbf{E}[b_t(W_{t+\varepsilon} - W_t) / F_t] = b_t \mathbf{E}[(W_{t+\varepsilon} - W_t) / F_t] = 0$$

## 7.3 Fonction d'une martingale et modélisation de prix

Considérons

$$dX_t = b_t dW_t$$

D'après la formule d'Ito :

$$df(X_t) = f'(X_t)b_t dW_t + \frac{1}{2}b_t^2 f''(X_t)dt$$

---

<sup>1</sup>En fait, pour que ce soit vraiment vrai, il faut que  $b_t$  ne soit pas trop grand. Par ex :  $\forall T : \mathbf{E}[\int_0^T b_t^2 dt] < \infty$

Dès que  $f'' \neq 0$ ,  $f(X_t)$  n'est plus une martingale : le second terme (appelé "dérive" ou "drift") décrit comment  $f(X_t)$  s'éloigne d'une martingale. En particulier quand  $f$  est convexe/concave,  $f(X_t)$  dérive vers le haut/bas<sup>2</sup>.

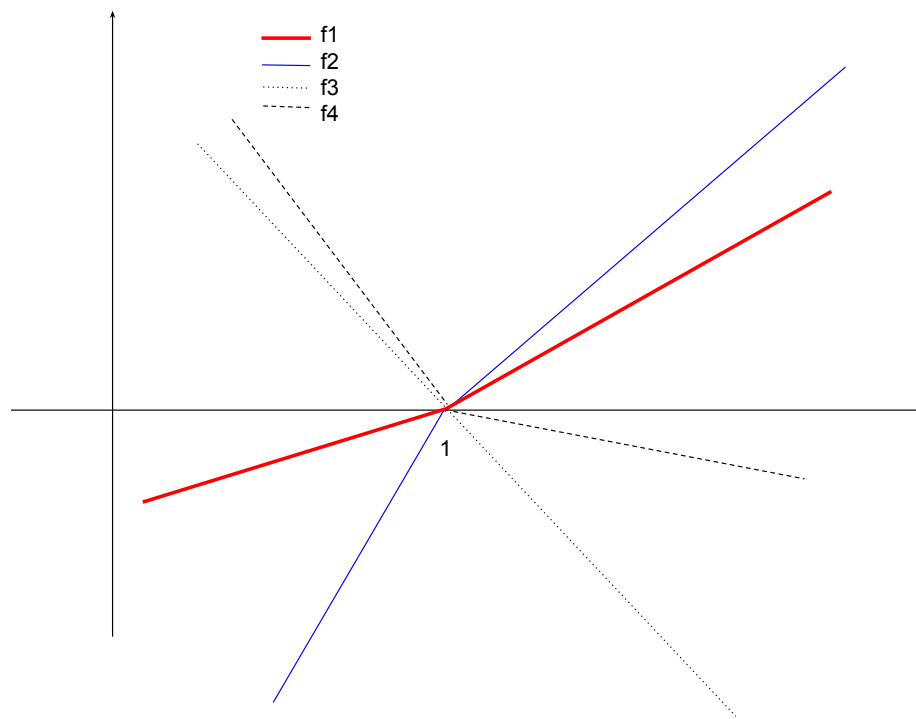
Rappelons l'exponentielle stochastique :  $X_t = e^{W_t - \frac{1}{2}t}$ . Rappelons qu'elle est aussi définie par :

$$X_0 = 1 \quad ; \quad dX_t = X_t dW_t$$

Ainsi c'est une martingale, et de plus elle est positive. Ce qui est très intéressant pour modéliser des sommes d'argent  $X_t$  qui "en moyenne n'évolue pas" (ex : les gains lors d'un jeu équilibré). Un non-mathématicien dira alors : puisqu'en moyenne le prix n'évolue pas, autant le modéliser par un processus constant ( $\forall t : X_t = X_0$ ).

Et bien non, ce n'est pas la même chose : car dès qu'on va faire quelque chose avec l'argent, c'est à dire, dès qu'on va considérer des sommes  $f(X_t)$  le hasard prendra son importance. L'erreur du non-mathématicien c'est de croire que  $\mathbf{E}[f(X_t)] = f(\mathbf{E}[X_t])$ .

**Exercice 7.2** Considérons une martingale positive  $X_t$  avec  $X_0 = 1$ , qui représente le prix d'une action. Votre banquier vous propose de placer votre argent sur cette action. Il vous propose de gagner  $f_1(X_t)$  ou  $f_2(X_t)$  ou  $f_3(X_t)$  ou  $f_4(X_t)$ . Quelle fonction choisiriez-vous ?



Classez les fonctions. Mettez une phrase d'explication.

<sup>2</sup>on parle de sous/sur martingale (terminologie anti-intuitive)



## 8 Lotka-Volterra

### 8.1 Deux espèces en concurrences

**Exemple 8.1 (Lotka-Volterra)** Considérons

$$\begin{aligned}dX_t &= X_t dt - X_t Y_t dt + \varepsilon X_t dW_t \\dY_t &= -Y_t dt + X_t Y_t dt + \varepsilon Y_t d\tilde{W}_t\end{aligned}$$

Quand  $\varepsilon = 0$  on trouve le système différentiel de Lotka-Volterra classique :  $X$  est la population de proies et  $Y$  est la population de prédateurs.

Expliquez schématiquement pourquoi cette équation a des solutions périodiques

**Exercice 8.1** Considérons le processus  $(X_t, Y_t)$  défini précédemment. Notons

$$Z_t = X_t + Y_t - \ln(X_t) - \ln(Y_t)$$

Calculez  $dZ$ . soignez la présentation des calculs (utilisez un brouillon). Interprétez.

Ce dernier exercice est plus long que les autres. Il rapporte plus de points.