

# Un processus de Markov à spectre de singularités aléatoire

Stéphane Seuret, Université Paris-Est

Journées de Probabilités, Lille, 1-5 Septembre 2008

- 1 Introduction
- 2 Subordonateur stable croissant de Lévy
- 3 Un exemple de processus de Markov à spectre aléatoire.
- 4 Un théorème d'ubiquité localisée

## Préliminaire

- **Exposants de régularité d'une fonction (ou d'une trajectoire):**

Soit  $X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction localement bornée. Soit  $t_0 \in \mathbb{R}$ .

On dit que  $X \in C_{t_0}^\alpha$  si et seulement si

$$|X(t) - X(t_0)| \leq C|t - t_0|^\alpha \text{ pour } t \text{ proche de } t_0.$$

Alors

$$h_X(t_0) = \sup \left\{ \alpha \geq 0 : X \in C_{t_0}^\alpha \right\} \quad \left( = \liminf_{t \rightarrow t_0} \frac{\log |X(t) - X(t_0)|}{\log |t - t_0|} \right)$$

- **Spectre multifractal:**

$$d_X : h \mapsto \dim \left( E_h^X \right) \text{ où } E_h^X = \{t : h_X(t) = h\}.$$

où

- $\dim$  est la dimension de Hausdorff.
- Ce spectre décrit la répartition géométrique des singularités.

## 1. Introduction

Nous allons étudier les propriétés de régularité locale de deux processus:

- 1 Un processus de Lévy  $(X_t)_{t \geq 0}$  de paramètre  $\beta \in (0, 1)$  (Jaffard 99)
- 2 Un exemple simple  $(M_t)_{t \geq 0}$  de processus de Markov croissant.

### Résultats:

- 1 Subordonateur de Lévy  $(X_t)_{t \geq 0}$ : spectre linéaire croissant, déterministe, de pente  $\beta$ .
- 2 Processus de Markov croissant  $(M_t)_{t \geq 0}$ : spectre aléatoire, obtenu comme supremum d'une infinité de spectres eux-mêmes aléatoires.

## 2. Régularité locale d'un subordonateur de Lévy

$X = (X_t)_{t \geq 0}$  est un processus à accroissements stationnaires et indépendants, de fonction caractéristique  $\mathbb{E}(e^{i\langle \lambda | X_t \rangle}) = e^{-t\psi(\lambda)}$ , avec

$$\psi(\lambda) = i\langle a | \lambda \rangle + Q(\lambda)/2 + \int_{\mathbb{R}^d} \left( 1 - e^{i\langle \lambda | x \rangle} + i\langle \lambda | x \rangle \mathbf{1}_{|x| \leq 1} \right) \nu(dx)$$

où  $\nu$  est la mesure de Lévy de  $X$  et satisfait

$$\int (1 \wedge |x|^2) \nu(dx) < \infty.$$

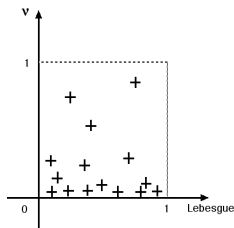
On peut alors définir l'indice de Blumenthal-Gettoor de  $X$  par

$$\beta = \inf \left\{ \gamma \geq 0 : \int_{|x| \leq 1} |x|^\gamma \nu(dx) < \infty \right\}.$$

On a toujours  $\beta \in [0, 2]$ .

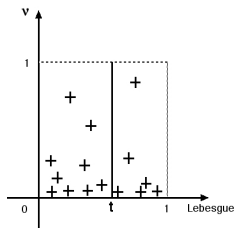
## Nos simplifications (pour l'exposé):

- On se restreint à l'étude sur l'intervalle  $[0, 1]$ ,
- $\beta < 1$ ,
- Pas de compensation  $a = 0$ , Pas de partie Brownienne  $Q = 0$  (les prendre en compte est facile plus tard).
- Que des sauts positifs.
- Régularité locale  $\Rightarrow$  on oublie le "compound" processus de Poisson de mesure de Lévy  $\nu(dx) \mathbb{1}_{x \geq 1}$  (p.s. nombre fini de sauts sur tout intervalle borné).



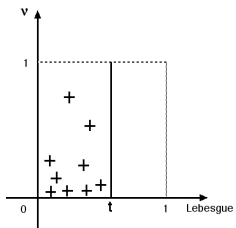
## Nos simplifications (pour l'exposé):

- On se restreint à l'étude sur l'intervalle  $[0, 1]$ ,
- $\beta < 1$ ,
- Pas de compensation  $a = 0$ , Pas de partie Brownienne  $Q = 0$  (les prendre en compte est facile plus tard).
- Que des sauts positifs.
- Régularité locale  $\Rightarrow$  on oublie le "compound" processus de Poisson de mesure de Lévy  $\nu(dx) \mathbb{1}_{x \geq 1}$  (p.s. nombre fini de sauts sur tout intervalle borné).



## Nos simplifications (pour l'exposé):

- On se restreint à l'étude sur l'intervalle  $[0, 1]$ ,
- $\beta < 1$ ,
- Pas de compensation  $a = 0$ , Pas de partie Brownienne  $Q = 0$  (les prendre en compte est facile plus tard).
- Que des sauts positifs.
- Régularité locale  $\Rightarrow$  on oublie le "compound" processus de Poisson de mesure de Lévy  $\nu(dx) \mathbb{1}_{x \geq 1}$  (p.s. nombre fini de sauts sur tout intervalle borné).



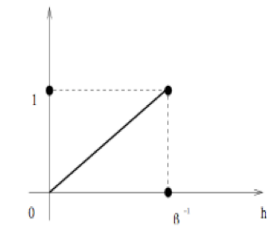
# Résultat:

( Par convention,  $\dim E = -\infty$  signifie que  $E$  est vide.)

**Théorème (Jaffard,1999)**

*Soit  $X$  un subordonateur croissant comme précédemment, avec  $\beta \in (0, 1)$ .  
Presque sûrement, on a*

$$\begin{aligned}d_X(h) &= \beta h & \text{si } h \in [0, 1/\beta] \\ &= -\infty & \text{si } h > 1/\beta.\end{aligned}$$





## Recouvrement de l'intervalle $[0, 1]$ :

$\mathcal{S} = \{(T_n, \lambda_n)\}_{n \geq 0}$  le processus de Poisson ponctuel d'intensité  $\ell \otimes \nu$  sur  $[0, 1]^2$ .

Pour tout  $j \geq 1$ , considérons les points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ :

$$G_j = \{T_n : (T_n, \lambda_n) \in \mathcal{S} \text{ pour un } \lambda_n \text{ tel que } \lambda_n \in (2^{-(j+1)}, 2^{-j}]\}.$$

On a  $\beta = \limsup_{j \rightarrow +\infty} \frac{\log_2 \#G_j}{j}$ : il y a  $\sim 2^{\beta j}$  points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ .

## Recouvrement de l'intervalle $[0, 1]$ :

$\mathcal{S} = \{(T_n, \lambda_n)\}_{n \geq 0}$  le processus de Poisson ponctuel d'intensité  $\ell \otimes \nu$  sur  $[0, 1]^2$ .

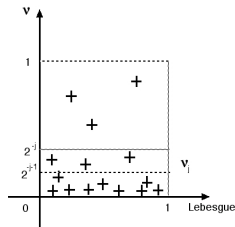
Pour tout  $j \geq 1$ , considérons les points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ :

$$G_j = \{T_n : (T_n, \lambda_n) \in \mathcal{S} \text{ pour un } \lambda_n \text{ tel que } \lambda_n \in (2^{-(j+1)}, 2^{-j}]\}.$$

On a  $\beta = \limsup_{j \rightarrow +\infty} \frac{\log_2 \#G_j}{j}$ : il y a  $\sim 2^{\beta j}$  points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ .

Posons pour tout  $j \geq 1$  et pour tout  $\gamma > 0$ ,

$$A_\gamma^j = \bigcup_{T_n \in G_j} B(T_n, 2^{-(j+1)\gamma})$$



## Recouvrement de l'intervalle $[0, 1]$ :

$\mathcal{S} = \{(T_n, \lambda_n)\}_{n \geq 0}$  le processus de Poisson ponctuel d'intensité  $\ell \otimes \nu$  sur  $[0, 1]^2$ .

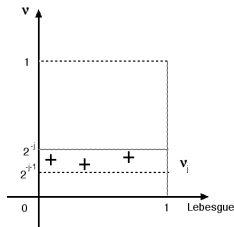
Pour tout  $j \geq 1$ , considérons les points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ :

$$G_j = \{T_n : (T_n, \lambda_n) \in \mathcal{S} \text{ pour un } \lambda_n \text{ tel que } \lambda_n \in (2^{-(j+1)}, 2^{-j}]\}.$$

On a  $\beta = \limsup_{j \rightarrow +\infty} \frac{\log_2 \#G_j}{j}$ : il y a  $\sim 2^{\beta j}$  points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ .

Posons pour tout  $j \geq 1$  et pour tout  $\gamma > 0$ ,

$$A_\gamma^j = \bigcup_{T_n \in G_j} B(T_n, 2^{-(j+1)\gamma})$$



## Recouvrement de l'intervalle $[0, 1]$ :

$\mathcal{S} = \{(T_n, \lambda_n)\}_{n \geq 0}$  le processus de Poisson ponctuel d'intensité  $\ell \otimes \nu$  sur  $[0, 1]^2$ .

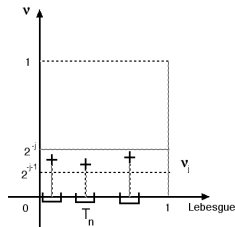
Pour tout  $j \geq 1$ , considérons les points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ :

$$G_j = \{T_n : (T_n, \lambda_n) \in \mathcal{S} \text{ pour un } \lambda_n \text{ tel que } \lambda_n \in (2^{-(j+1)}, 2^{-j}]\}.$$

On a  $\beta = \limsup_{j \rightarrow +\infty} \frac{\log_2 \#G_j}{j}$ : il y a  $\sim 2^{\beta j}$  points de sauts de taille  $\sim 2^{-j}$ .

Posons pour tout  $j \geq 1$  et pour tout  $\gamma > 0$ ,

$$A_\gamma^j = \bigcup_{T_n \in G_j} B(T_n, 2^{-(j+1)\gamma})$$



# Recouvrement de l'intervalle $[0, 1]$ :

Pour toute suite  $\tilde{\gamma} = (\gamma_j)_{j \geq 1}$ , on s'intéresse à

$$\mathbf{A}_{\tilde{\gamma}} = \limsup_{j \rightarrow +\infty} \mathbf{A}_{\gamma_j}^j = \bigcap_{J \geq 1} \bigcup_{j \geq J} \mathbf{A}_{\gamma_j}^j.$$

Clairement  $A_{\tilde{\gamma}}^j \subset \bigcup_{T_n \in G_j} B(T_n, |\lambda_n|^\gamma)$ .

**Remarque importante:** Il y a intuitivement  $\sim 2^{\beta j}$  points de sauts dans  $G_j$  (car

$$\beta = \limsup_{j \rightarrow +\infty} \frac{\log_2 \#G_j}{-j}.)$$

Intuitivement, si on prend  $\tilde{\gamma} \sim \beta$ , on recouvre tout l'intervalle  $[0, 1]$ .

## Lemme

Presque sûrement il existe une suite  $\tilde{\beta} = (\beta_j)_{j \geq 1}$  croissante vers  $\beta$  telle que

$$A_{\tilde{\beta}} = \limsup_{j \rightarrow +\infty} A_{\beta_j}^j = [0, 1].$$

Donc p.s. **tout point**  $t \in [0, 1]$  appartient à une infinité de boules  $B(T_n, (\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n})$ , où  $\tilde{\beta}_n = \beta - \varepsilon_n$ , avec  $(\varepsilon_n) \rightarrow 0^+$ .

## Lemme

Presque sûrement il existe une suite  $\tilde{\beta} = (\beta_j)_{j \geq 1}$  croissante vers  $\beta$  telle que

$$A_{\tilde{\beta}} = \limsup_{j \rightarrow +\infty} A_{\beta_j}^j = [0, 1].$$

Donc p.s. **tout point**  $t \in [0, 1]$  appartient à une infinité de boules  $B(T_n, (\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n})$ , où  $\tilde{\beta}_n = \beta - \varepsilon_n$ , avec  $(\varepsilon_n) \rightarrow 0^+$ .

## Théorème

Soit  $(T_n)_{n \geq 1}$  une suite de variables i.i.d. unif. réparties sur  $[0, 1]$ , et  $(l_n)_{n \geq 1}$  une suite positive décroissante. Alors  $\bigcap_{N \geq 1} \bigcup_{n \geq N} B(T_n, l_n) = [0, 1]$  p.s. si et seulement

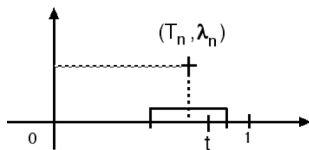
si

$$\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^2} \exp(l_1 + l_2 + \dots + l_n) = +\infty.$$

## Lien avec la régularité locale de $X$ (1):

Si  $t \in B(T_n, (\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n})$ , alors

$$X_{t+(\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n}} - X_t \geq \lambda_n \quad \text{ou} \quad X_t - X_{t-(\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n}} \geq \lambda_n.$$



À  $t$  fixé, cela se produit pour une infinité de  $n$ , donc

$$\begin{aligned} h_X(t) &= \liminf_{t' \rightarrow t} \frac{\log |X_{t'} - X_t|}{\log |t' - t|} \leq \liminf_{n \rightarrow +\infty} \frac{\log |X_{t \pm (\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n}} - X_t|}{\log (\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n}} \\ &\leq \liminf_{n \rightarrow +\infty} \frac{\log \lambda_n}{\log (\lambda_n)^{\tilde{\beta}_n}} = \liminf_{n \rightarrow +\infty} 1/\tilde{\beta}_n = 1/\beta. \end{aligned}$$

Cela se produit presque sûrement pour tout  $t \in [0, 1]$ , ainsi

$$\text{pour tout } t \in [0, 1], \quad h_X(t) \leq \frac{1}{\beta}.$$



Lien avec la régularité locale de  $X$  (2):

## Définition

Soit  $t \in [0, 1]$ . Le taux d'approximation de  $t$  par le processus de Poisson  $\mathcal{S}$  est

$$\delta_t = \sup \left\{ \delta \geq 1 : t \in A_{\delta\tilde{\beta}} = \bigcap_{N \geq 1} \bigcup_{n \geq N} B(T_n, (\lambda_n)^{\delta\tilde{\beta}_n}) \right\}.$$

Par construction, presque sûrement, pour tout  $t$ ,  $\delta_t \geq 1$ .

Comme auparavant, si  $T_n \in G_j$  et  $t \in B(T_n, (\lambda_n)^{(\delta_t - \varepsilon)\tilde{\beta}_n})$ , alors

$$X_{t+(\lambda_n)^{(\delta_t - \varepsilon)\tilde{\beta}_n}} - X_t \geq \lambda_n \quad \text{ou} \quad X_t - X_{t-(\lambda_n)^{(\delta_t - \varepsilon)\tilde{\beta}_n}} \geq \lambda_n.$$

À  $t$  fixé, cela se produit pour une infinité de  $n$ , donc

$$\text{p.s. pour tout } t \in [0, 1], \quad h_X(t) = \liminf_{t' \rightarrow t} \frac{\log |X_{t'} - X_t|}{\log |t' - t|} \leq \frac{1}{\delta_t \cdot \beta}.$$

## Lien avec la régularité locale de $X$ (3):

### Proposition

*Presque sûrement, pour tout  $t \in [0, 1]$  qui n'est pas un point de saut du subordonateur  $X$ , on a*

$$h_X(t) = \liminf_{t' \rightarrow t} \frac{\log |X_{t'} - X_t|}{\log |t' - t|} = \frac{1}{\delta_t \cdot \beta}.$$

*Si  $t$  est un point de saut,  $h_X(t) = 0$ .*

### Propriété fondamentale:

La régularité locale de  $X$  au temps  $t$  est régie par le taux d'approximation de  $t$  par la famille d'intervalles aléatoires poissoniens.

## Calcul du spectre: Théorie de l'Ubiquité d'ensembles limsup

Soit  $h \in (0, 1/\beta]$ . Alors

$$E_h^X = \{t : h_X(t) = h\} = \left\{t : \frac{1}{\delta_t \cdot \beta} = h\right\} = \left\{t : \delta_t = \frac{1}{h \cdot \beta}\right\}.$$

Donc

$$d_X(h) = \dim \left\{t : \delta_t = \frac{1}{h \cdot \beta}\right\}.$$

## Calcul du spectre: Théorie de l'Ubiquité d'ensembles limsup

Soit  $h \in (0, 1/\beta]$ . Alors

$$E_h^X = \{t : h_X(t) = h\} = \left\{t : \frac{1}{\delta_t \cdot \beta} = h\right\} = \left\{t : \delta_t = \frac{1}{h \cdot \beta}\right\}.$$

Donc

$$d_X(h) = \dim \left\{t : \delta_t = \frac{1}{h \cdot \beta}\right\}.$$

Le lien avec les ensembles  $A_{\delta\tilde{\beta}}$  précédents est :

$$E_h^X = \bigcap_{\delta' < \frac{1}{h\beta}} A_{\delta'\tilde{\beta}} \setminus \bigcup_{\delta' > \frac{1}{h\beta}} A_{\delta'\tilde{\beta}}.$$

(si  $t \in A_{\delta'\tilde{\beta}}$ , alors  $\delta_t \geq \delta'$ )

Donc on cherche à **majorer**  $\dim A_{\delta'\tilde{\beta}}$  et **minorer**  $\dim A_{\delta\tilde{\beta}} \setminus \bigcup_{\delta' > \delta} A_{\delta'\tilde{\beta}}$ .

# Majoration de la dimension de $A_{\delta\tilde{\beta}}$ :

Ca se fait ... bien ..... (classique argument de recouvrement).

On trouve

$$\dim(A_{\delta\tilde{\beta}}) \leq 1/\delta$$

d'où on déduit

$$\dim(E_h^X) \leq h\beta.$$

(on utilise  $(h = \frac{1}{\delta\tilde{\beta}}) \iff (1/\delta = h\beta)$ )

# Minoration de la dimension de $A_{\delta\tilde{\beta}}$ :

Théorème (Dodson, Melian, Pestana, Velani, Jaffard)

Soit  $(x_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de points dans  $\mathbb{R}$  et  $(l_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite positive décroissante.

Posons, pour tout  $\delta \geq 1$ ,

$$S_\delta = \bigcap_{N \in \mathbb{N}} \bigcup_{n \geq N} B(x_n, (l_n)^\delta).$$

Si  $\ell(S_1) = 1$ , alors pour tout  $\delta > 1$  on a la propriété suivante:

Il existe une mesure  $m_\delta$  à support dans  $S_\delta$  telle que  $m_\delta(E) = 0$  pour tout ensemble  $E$  de dimension de Hausdorff plus petite que  $1/\delta$ .

Comme  $m_\delta(S_\delta) = 1$ ,  $\dim(S_\delta) \geq 1/\delta$ .

C'est un théorème **déterministe**. On l'applique à la famille des ensembles  $A_{\delta\tilde{\beta}}$ , pour laquelle on sait que p.s.  $A_{\tilde{\beta}} = [0, 1]$ .

### 3. Un exemple de processus de Markov croissant à spectre aléatoire

(J. Barral, N. Fournier, S. Jaffard, S.S.)

#### Motivation:

- Généralisation naturelle des Lévy,
- Utiliser la non-uniformité (non-homogénéité) en temps pour créer de l'aléa dans le spectre.

#### Idée(s):

- Faire dépendre l'indice de régularité (par l'intermédiaire du générateur infinitésimal du Markov  $M_t$ ) du temps  $t$ ,  
(pas vraiment suffisant)

### 3. Un exemple de processus de Markov croissant à spectre aléatoire

(J. Barral, N. Fournier, S. Jaffard, S.S.)

#### Motivation:

- Généralisation naturelle des Lévy,
- Utiliser la non-uniformité (non-homogénéité) en temps pour créer de l'aléa dans le spectre.

#### Idée(s):

- Faire dépendre l'indice de régularité (par l'intermédiaire du générateur infinitésimal du Markov  $M_t$ ) du temps  $t$ ,  
(pas vraiment suffisant)
- Faire dépendre aléatoirement l'indice du Markov  $M_t$  du temps  $t$ : **le faire dépendre de la valeur de  $M_t$ .**



## Forme générale d'un Processus de Markov

$M = (M_t)_{t \in [0,1]}$  à valeurs dans  $\mathbb{R}$  tel que  $M_0 = 0$  de générateur  $\mathcal{L}$ , défini par:

Pour toute fonction  $\phi : \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$  régulière et  $y \in \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} \frac{d}{dt} (\mathbb{E}_y(\phi(M_t)))|_{t=0} := \mathcal{L}\phi(y) &= \sigma^2(y)\phi''(y) + b(y)\phi'(y) \\ &+ \int_{|u| \leq 1} [\phi(y+u) - \phi(y) - u\phi'(y)] \nu(y, du) \\ &+ \int_{|u| > 1} [\phi(y+u) - \phi(y)] \nu(y, du), \end{aligned}$$

où:

- $(\nu(y, du))_{y \in \mathbb{R}}$  est une famille de mesures sur  $\mathbb{R}$ ,
- $\int_{\mathbb{R}} (u^2 \wedge 1) \nu(y, du) < \infty$  pour tout  $y \in \mathbb{R}$ ,
- $\sigma$  et  $b$  sont des fonctions réelles.

Pour toute mesure  $\mu$  on pose

$$\beta_\mu := \inf \left\{ \alpha \geq 0; \int_{-1}^1 |y|^\alpha \mu(dy) < \infty \right\} \in [0, 2].$$

## Mêmes simplifications que pour le subordonateur de Lévy:

- $\sigma = b = 0$ ,
- Sauts positifs:  $\nu(y, (-\infty, 0]) = 0$  pour tout  $y \in \mathbb{R}$ ,
- On néglige les (quelques) sauts trop grands:  $\nu(y, [1, +\infty]) = 0$  pour tout  $y \in \mathbb{R}$ ,
- $M$  est à variations finies:  $\int_0^1 u \cdot \nu(y, du) < \infty$ , pour tout  $y \in \mathbb{R}$ .

Cela implique que  $0 < \beta_{\nu(y, \cdot)} < 1$  pour tout  $y \in \mathbb{R}$ ,

### Pour faciliter les calculs:

#### Definition

Soit  $\gamma : \mathbb{R}^+ \rightarrow (\varepsilon, 1 - \varepsilon)$  une fonction Lipschitz **croissante**.  
On considère la famille de mesures

$$\nu(y, du) := \gamma(y) u^{-1-\gamma(y)} \mathbb{1}_{[0,1]}(u) du,$$

de sorte que pour tout  $y \in \mathbb{R}^+$ ,  $\beta_{\nu(y, \cdot)} = \gamma(y)$ .

## Écriture poissonnienne du processus:

Soit  $(T_n)_{n \geq 1}$  une suite i.i.d.  $\sim \text{Unif}([0, 1])$ .

Soit  $(P_n)_{n \geq 1}$  une suite i.i.d.  $\sim \text{Exp}(1)$ , et  $Z_n = P_1 + P_2 + \dots + P_n$

Alors la mesure aléatoire

$$N(ds, dz) = \sum_{n \geq 1} \delta_{(T_n, Z_n)}(ds, dz)$$

est une mesure de Poisson sur  $[0, 1] \times \mathbb{R}^+$  d'intensité  $ds dz$ .

Notons  $\mathcal{F}_t := \sigma(\{N(A), A \in \mathcal{B}([0, t] \times [0, \infty))\})$  la filtration associée. Posons

$$G(\beta, z) := (1 + z)^{-1/\beta}.$$

### Proposition

Il existe un unique processus de Markov fort  $M = (M_t)_{t \in [0, 1]}$ , issu de 0, càdlàg, associé à la filtration  $(\mathcal{F}_t)$  solution de l'équation

$$M_t = \int_0^t \int_0^{+\infty} G(\gamma(M_{s-}), z) N(ds, dz).$$

On constate alors que le générateur de  $M$  est bien:

$$\forall y, \forall \phi \text{ Lipschitz}, \mathcal{L}\phi(y) = \int_0^1 [\phi(y+u) - \phi(y)] \gamma(y) u^{-1-\gamma(y)} \mathbb{1}_{[0, 1]}(u) du.$$

# Écriture poissonnienne du processus:

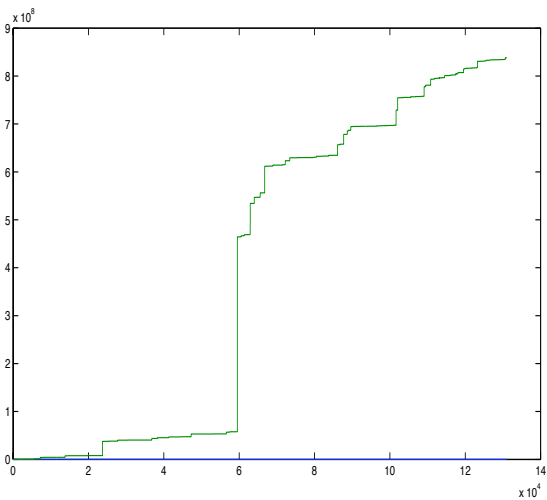
$M = (M_t)_{t \in [0,1]}$  vérifie

$$M_t = \int_0^t \int_0^{+\infty} G(\gamma(M_{s-}), z) N(ds, dz).$$

La mesure de Poisson est discrète, ainsi on a

$$\begin{aligned} M_t &= \sum_{(T_n, Z_n): T_n \leq t} G(\gamma(M_{T_n^-}), Z_n) \\ &= \sum_{(T_n, Z_n): T_n \leq t} (1 + Z_n)^{1/\gamma(M_{T_n^-})}. \end{aligned}$$

La taille du saut de  $M$  en  $T_n$  dépend de la trajectoire de  $M$  avant  $T_n$ .



## Théorème

Soit  $M$  le processus précédent, réécrit sous forme de processus à sauts.  
L'ensemble (aléatoire) des sauts est noté  $\mathcal{S} = \{s \in [0, 1] : \Delta M(s) \neq 0\}$ .

Presque sûrement:

$$\textcircled{1} \text{ Pour tout } h \in \left[0, \frac{1}{\gamma(0)}\right),$$

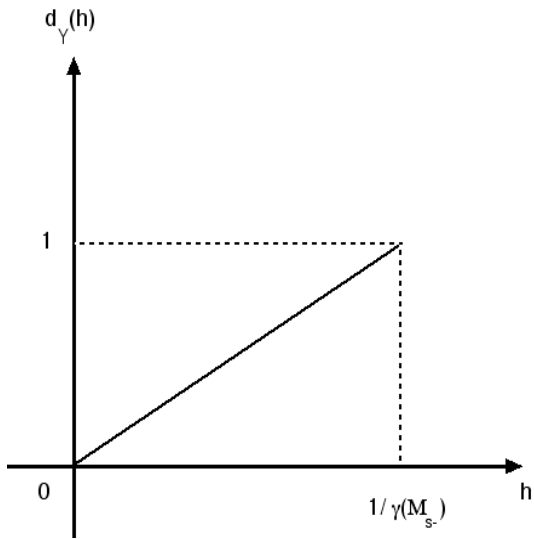
$$d_M(h) = h \cdot \sup \left\{ \gamma(M_{s-}) : s \in \mathcal{S} \text{ tel que } h \cdot \gamma(M_{s-}) < 1 \right\}.$$

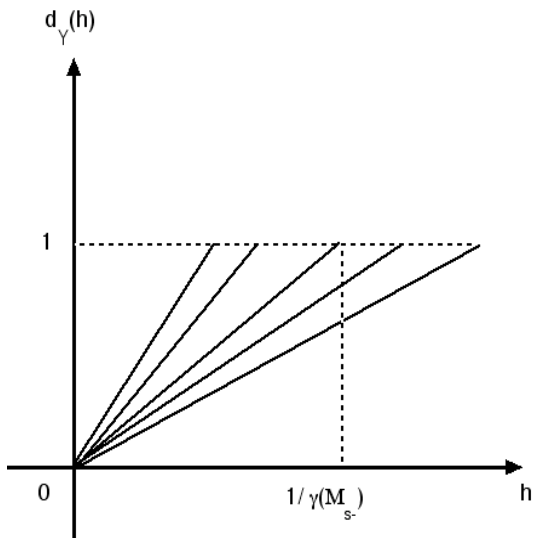
$$\textcircled{2} \text{ En particulier, si } h \in \left(\frac{1}{\gamma(M_s)}, \frac{1}{\gamma(M_{s-})}\right) \text{ pour un certain } s \in \mathcal{S}, \text{ alors}$$

$$d_M(h) = h \cdot \gamma(M_{s-}).$$

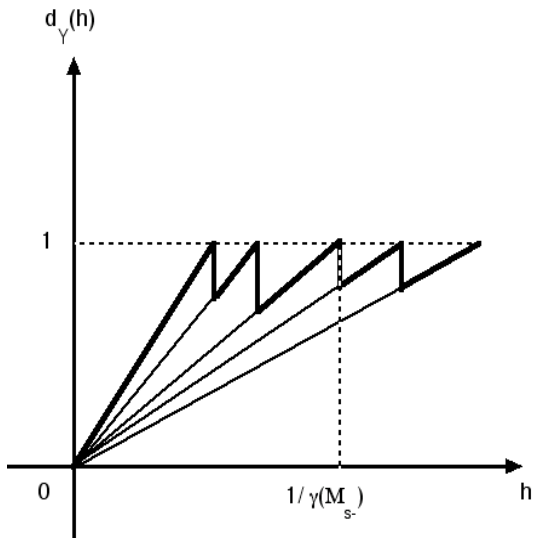
$$\textcircled{3} E_{\frac{1}{\gamma(0)}}^M \subset \{0\} \text{ et } E_h^M = \emptyset \text{ si } h > \frac{1}{\gamma(0)}.$$

$$\textcircled{4} \text{ pour Lebesgue-presque tout } t \in [0, 1], h_M(t) = \frac{1}{\gamma(M_t)}.$$









## Proposition

Presque sûrement, pour tout  $t \in [0, 1]$  qui n'est pas un point de saut de  $M$ , on a :

$$h_M(t) = \frac{1}{\gamma(M_t) \cdot \delta_t}.$$

**Important:** le  $\delta_t$  est celui associé au processus de Poisson  $(T_n, 1/Z_n)$  qui est d'intensité  $ds \times \frac{dz}{z^2}$  (comme pour un subordonateur d'indice 1), et **est indépendant de la fonction  $\gamma$** .

Comme  $\delta_t = 1$  pour presque tout  $t \in [0, 1]$ , on trouve :

$$\text{presque sûrement, pour presque tout } t \in [0, 1], h_M(t) = \frac{1}{\gamma(M_t)}.$$

**Majoration du spectre:**

Pareil qu'avant, un peu plus malin...

## 4. Un théorème d'ubiquité localisée pour minorer le spectre

(J. Barral, S.S.)

### Minoration du spectre (1):

On a vu que

$$\text{presque sûrement, pour tout } t \in [0, 1], h_M(t) = \frac{1}{\delta_t \cdot \gamma(M_t)}.$$

Pour calculer le spectre, on doit donc trouver la dimension de

$$E_M^h = \left\{ t \in [0, 1] : h = \frac{1}{\delta_t \cdot \gamma(M_t)} \right\} = \left\{ t \in [0, 1] : \delta_t = \frac{1}{h \cdot \gamma(M_t)} \right\}.$$

## 4. Un théorème d'ubiquité localisée pour minorer le spectre

(J. Barral, S.S.)

### Minoration du spectre (1):

On a vu que

$$\text{presque sûrement, pour tout } t \in [0, 1], h_M(t) = \frac{1}{\delta_t \cdot \gamma(M_t)}.$$

Pour calculer le spectre, on doit donc trouver la dimension de

$$E_M^h = \left\{ t \in [0, 1] : h = \frac{1}{\delta_t \cdot \gamma(M_t)} \right\} = \left\{ t \in [0, 1] : \delta_t = \frac{1}{h \cdot \gamma(M_t)} \right\}.$$

!!!  $t \mapsto \delta_t$  est une fonction compliquée et  $\gamma(M_t)$  n'est plus constant !!!

Comme  $\varepsilon < \gamma(x) < 1 - \varepsilon$ , on peut réécrire l'ensemble précédent sous la forme

$$E_f = \{t \in [0, 1] : \delta_t = f(t)\},$$

où  $f : [0, 1] \mapsto \mathbb{R}_+^*$  est une fonction strictement décroissante.

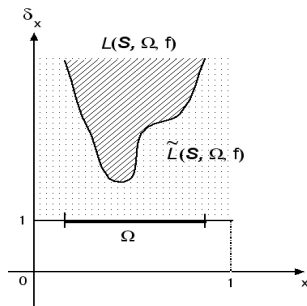
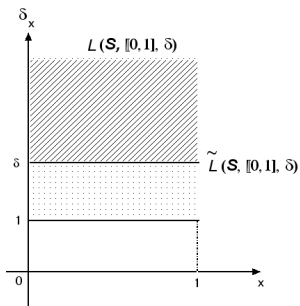
## Théorème

Soit  $\mathcal{S} = \{(T_n, l_n)\}_{n \geq 1}$  un système de points dans  $[0, 1]$ , et  $f$  une fonction strictement décroissante (ou continue) sur  $[0, 1]$  à valeurs dans  $[1, +\infty)$ . Soit  $\Omega$  un compact connexe de  $[0, 1]$ , tel que  $\overset{\circ}{\Omega} = \Omega$ , et considérons les ensembles de  $[0, 1]$

$$L(\Omega, f) = \{t \in \Omega : \delta_t \geq f(t)\} \quad \text{et} \quad \tilde{L}(\Omega, f) = \{t \in \Omega : \delta_t = f(t)\} \quad (1)$$

Alors

$$\dim_{\mathcal{H}} L(\Omega, f) = \dim_{\mathcal{H}} \tilde{L}(\Omega, f) = \frac{1}{\inf\{f(t) : t \in \Omega\}}. \quad (2)$$



## Applications:

avec le système rationnel  $\mathcal{R}$  ou le système de Poisson  $\mathcal{P}$  (dans ce cas les résultats sont presque sûrs):

$$\forall \alpha \geq 1, \quad \dim_{\mathcal{H}} \left\{ t \in (0, 1] : \delta_t = \alpha/t \right\} = 1/\alpha,$$

$$\dim_{\mathcal{H}} \left\{ t \in [1/4, 3/4] : \delta_t = 2 \cdot \sin(\pi t) \right\} = \frac{\sqrt{2}}{2},$$

$$\text{et } \dim_{\mathcal{H}} \left\{ t \in (0, 1) : \delta_t = 2 \cdot \sin(\pi t) \right\} = 1.$$

Dans ces égalités, la dimension de l'ensemble dépend de l'intervalle des  $t$  que l'on considère. Cela est sans surprise, les définitions faisant intervenir les différentes valeurs de la fonction  $f$ .

## Conclusion:

- Premier processus "naturel" à spectre vraiment aléatoire.
- On peut améliorer le modèle de Markov.
- Lien fondamental entre les résultats et les problèmes de recouvrement de l'intervalle par des intervalles aléatoires.
- Chaque avancée est conditionnée par un nouveau théorème d'"ubiquité".