

Quelques conditionnements à la non-extinction de processus de branchement

Sylvie Roelly

Universität Potsdam

Journée en l'honneur de [Jacques Neveu](#)
Bordeaux, ce 31 août 2010



Outline

- 1 Introduction
- 2 Rappel du cas BGW monotype
- 3 Le BGW multitype
- 4 Une application en épidémiologie
- 5 Diffusion de Feller multitype
- 6 Commutativité des différentes limites

Problématique

Analyse de l'extinction de populations se reproduisant selon une dynamique de **branchement** :

- comportement **avant l'extinction**
- comportement en cas d'extinction **extrêmement tardive**

- intérêt mathématique propre (**mesure quasi-stationnaire, Q-processus...**)
- nombreuses applications en **dynamique des populations** (par ex. en épidémiologie)

Modèles étudiés :

- Processus de **Bienaymé-Galton-Watson (BGW) multitype**
- Diffusion de **Feller multitype**
- Processus de **Dawson-Watanabe multitype**

Un peu de bibliographie

Cas monotype

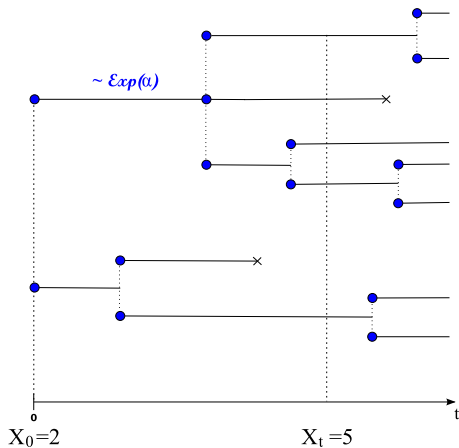
- *Processus de Bienaymé-Galton-Watson* ($\in \mathbb{N}$): Lamperti et Ney (1968), Kawazu et Watanabe (1971)
- *Processus de branchement à espace d'état continu* (\mathbb{R}^+ ou mesures): Chauvin (1988), R. et Rouault (1989), Evans et Perkins (1990), Evans (1993), Etheridge et Williams (2004), Lambert (2007)

Cas multitype (d types):

- *Processus de Bienaymé-Galton-Watson* ($\in \mathbb{N}^d$): Ogura (1975), Foster et Ney (1975, 1979), Zubkov (1982), Joffe et Métivier (1986), Vatutin et Sagitov (1988), Imomov (2005), Dallaporta et Joffe (2008), Pénisson (2010)
- *Diffusion de Feller* ($\in \mathbb{R}_+^d$): Pénisson (2010)
- *Processus de Dawson-Watanabe* : Champagnat et R. (2008)

Cadre plus général de *processus de vie ou de mort* ($\in \mathbb{N}$) et *diffusion de Feller logistique* ($\in \mathbb{R}^+$) : Cattiaux, Collet, Lambert, Martinez, Méléard, San Martin (2009)

BGW monotype à temps continu



BGW monotype à temps continu

X_t , processus de **Markov** à temps continu à valeurs dans \mathbb{N} caractérisé par :

- temps de vie exponentiel de chaque individu de paramètre $\alpha > 0 =$ *taux de branchement*
- **loi de reproduction**, égale pour chaque individu : $(p_k)_{k \in \mathbb{N}}$
 - fonction génératrice $f(r) := \sum_{k=0}^{\infty} p_k r^k, |r| \leq 1$
 - **espérance**(= nombre moyen de descendants par individu) : $m < +\infty$
 - **variance** $\sigma^2 < +\infty$

$(X_t)_t$ est défini par exemple par la famille de fonctions génératrices

$$F_t(r) := \mathbb{E}_1(r^{X_t}), \quad |r| \leq 1.$$

qui satisfait:

$$\begin{cases} \frac{\partial F_t(r)}{\partial t} = \alpha (f(F_t(r)) - F_t(r)) \\ F_0(r) = r \end{cases}$$

La **propriété de branchement** implique: $\forall i \in \mathbb{N}, \mathbb{E}_i(r^{X_t}) = F_t(r)^i$

BGW conditionné

Quand $m \leq 1$ le processus est (sous-)critique et s'éteint p.s.:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_t = 0) = 1.$$

L'on s'intéresse alors aux conditionnements suivants:

- non-extinction à l'instant présent

$$\mathbb{P}[X_t \in \cdot | X_t > 0],$$

et sa limite asymptotique en temps ($t \rightarrow +\infty$) dite **limite de Yaglom**.

- non-extinction dans un θ -futur, i.e.

$$\mathbb{P}[X_t \in \cdot | X_{t+\theta} > 0], \quad \theta > 0,$$

et ses limites asymptotiques

- pour $t \rightarrow +\infty$: **limite de θ -Yaglom**
- pour $\theta \rightarrow +\infty$: **Q-processus**.

Loi de Yaglom

Théorème (Yaglom, 1947)

Si la dynamique est sous-critique ($m < 1$), alors il existe une probabilité ν sur \mathbb{N}^ , **loi quasi-limite**, telle que pour tout $i \in \mathbb{N}^*$,*

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i [X_t = \cdot | X_t > 0] = \nu .$$

*ν est indépendante de la condition initiale : c'est une **loi dite de Yaglom**. De plus, ν est une mesure **quasi-stationnaire**, i.e. elle est invariante sous la dynamique conditionnée à la non-extinction:*

$$\forall t \geq 0, \forall j \in \mathbb{N}^*, \quad \mathbb{P}_\nu [X_t = j | X_t > 0] = \nu_j.$$

Conditionnement à la non-extinction dans un futur infiniment lointain

Proposition

Si la dynamique est (sous-)critique ($m \leq 1$), on peut définir une mesure de probabilité \mathbb{P}^* sur $\bigvee_{t \geq 0} \mathcal{F}_t$ par

$$\forall i \in \mathbb{N}^*, \forall t \geq 0, \forall B \in \mathcal{F}_t, \mathbb{P}_i^* [B] := \lim_{\theta \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i [B | X_{t+\theta} > 0].$$

Elle satisfait

$$\mathbb{P}_i^* |_{\mathcal{F}_t} = e^{-\alpha(m-1)t} \frac{X_t}{i} \mathbb{P}_i |_{\mathcal{F}_t}.$$

La loi conditionnée \mathbb{P}^* est donc la **h-transformée** de la loi non-conditionnée \mathbb{P} , via la martingale $(e^{-\alpha(m-1)t} X_t)_{t \geq 0}$.

\mathbb{P}^* est appelé **Q-processus** associé à \mathbb{P} .

Interprétation comme un branchement avec immigration

Proposition

Le processus conditionné \mathbb{P}^* est un processus de BGW avec une immigration de taux donné par $\alpha(f' - m)$, i.e. sa fonction génératrice a la forme suivante: $\forall t \geq 0, |r| \leq 1$ and $i \in \mathbb{N}^*$

$$\mathbb{E}_i^* \left[r^{X_t - 1} \right] = F_t(r)^{i-1} \exp \left[\int_0^t \alpha (f'(F_u(r)) - m) du \right].$$

La probabilité que $k = 1, 2 \dots$ individus immigreront pendant l'intervalle de temps $\Delta t \approx 0$ est de : $\alpha(k+1)p_{k+1}\Delta t + o(\Delta t)$.

La probabilité qu'aucun individu immigrer pendant l'intervalle de temps $\Delta t \approx 0$ est de : $1 - \alpha(m - p_1)\Delta t + o(\Delta t)$.

Comportement asymptotique en temps du processus conditionné

Théorème (Athreya et Ney, 1970)

Dans le cas sous-critique et sous l'hypothèse $\sum (k \ln k) p_k < \infty$, le Q-processus associé au BGW *converge* en loi quand $t \rightarrow \infty$ vers la *loi de Yaglom biaisée* :

$$\forall i, j \in \mathbb{N}^*, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \lim_{\theta \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i [X_t = j | X_{t+\theta} > 0] = \frac{j \nu_j}{\sum_{k \in \mathbb{N}^*} k \nu_k},$$

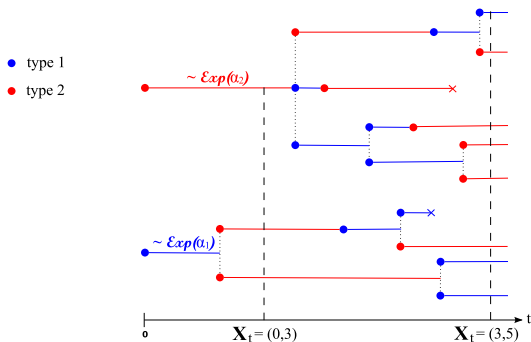
où ν est la loi de Yaglom.

Processus de branchement multitype

d différents types d'individus \Rightarrow processus $(X_{t,1}, \dots, X_{t,d})$ à valeurs \mathbb{N}^d .

La dynamique est caractérisée par

- le temps de vie **exponentiel** de chaque individu de type i : α_i
- la **loi de reproduction** de chaque individu de type $i \in \{1, \dots, d\}$:
 $p_i(j_1, \dots, j_d) =$ probabilité qu'un individu de type i donne naissance à j_1 individus de type 1, ..., j_d individus de type d



Caractéristiques du BGW multitype

- $\mathbf{M} = [m_{ij}]_{1 \leq i, j \leq d}$, matrice **moyenne de la reproduction** :
 m_{ij} = nombre moyen d'individus de type j engendrés par un individu de type i
- $\mathbf{M}(t) = [m_{ij}(t)]_{1 \leq i, j \leq d}$, matrice **moyenne du processus au temps t** :
 $m_{ij}(t)$ = nombre moyen d'individus de type j au temps t pour un processus de condition initiale un individu de type i

$$\mathbf{M}(t) = e^{\mathbf{A}(\mathbf{M} - \mathbf{Id})t}, \text{ où } \mathbf{A} = \text{diag}(\alpha_1, \dots, \alpha_d).$$

- On supposera \mathbf{M} irréductible ($\forall i, j \exists t > 0$ tel que $\mathbb{P}_{e_i}(X_{t,j} > 0) > 0$).
 Alors $\mathbf{A}(\mathbf{M} - \mathbf{Id})$ l'est aussi \Rightarrow (**Perron-Frobenius**) $\exists \rho \in \mathbb{R}$ val. propre simple, plus grande que la partie réelle de toute autre val. propre. On notera ξ le vecteur propre à droite unitaire associé : $\mathbf{A}(\mathbf{M} - \mathbf{I})\xi = \rho \xi$
- Le processus est dit sous-critique (resp. critique) si $\rho < 0$ ($\rho = 0$).
 Dans ces cas-là il s'éteint p.s.

Conditionnement à la non-extinction dans un futur infiniment lointain

Proposition

Soit \mathbf{X}_t un processus de BGW multitype irréductible et (sous-)critique ($\rho \leq 0$) de loi \mathbb{P} . Dans le cas $\rho < 0$ on suppose de plus $\forall i, \mathbb{E}[X_{t,i} \ln X_{t,i}] < \infty$. Alors on peut définir une mesure de probabilité \mathbb{P}^* sur $\bigvee_{t \geq 0} \mathcal{F}_t$ par

$$\forall t \geq 0, \forall B \in \mathcal{F}_t, \mathbb{P}^*(B) := \lim_{\theta \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B \mid \mathbf{X}_{t+\theta} \neq \mathbf{0})$$

Elle satisfait pour tout $t \in \mathbb{R}^+$ et $\mathbf{i} \in \mathbb{N}^d$

$$\mathbb{P}_{\mathbf{i}}^*|_{\mathcal{F}_t} = e^{-\rho t} \frac{\mathbf{X}_t \cdot \boldsymbol{\xi}}{\mathbf{i} \cdot \boldsymbol{\xi}} \mathbb{P}_{\mathbf{i}}|_{\mathcal{F}_t}.$$

\mathbb{P}^* , loi du **Q-processus**, est la h -transformée de la loi non-conditionnée \mathbb{P} via la martingale $(e^{-\rho t} \mathbf{X}_t \cdot \boldsymbol{\xi})_{t \geq 0}$.

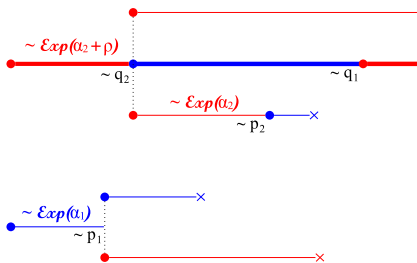
Interprétation

Proposition

processus BGW multitype *conditionné à la non-extinction dans un futur infiniment lointain* \sim processus non conditionné + *individu immortel*

Individu immortel reste de type i pendant un temps $\sim \text{Exp}(\alpha_i + \rho)$

- puis a \mathbf{k} descendants selon la loi *biaisée* $q_i(\mathbf{k}) := \frac{\alpha_i}{(\alpha_i + \rho)\xi_i} \mathbf{k} \cdot \xi p_i(\mathbf{k})$
- et mute alors vers le type j avec la probabilité $\frac{k_j \xi_j}{\mathbf{k} \cdot \xi}$



Comportement asymptotique du processus conditionné (Q-processus)

Théorème

Dans le cas sous-critique et sous l'hypothèse $\mathbb{E}[X_{t,i} \ln X_{t,i}] < \infty$, le processus BGW multitype conditionné à la non-extinction dans un futur très lointain converge en loi quand $t \rightarrow \infty$ vers son unique mesure de probabilité stationnaire, la loi de Yaglom biaisée :

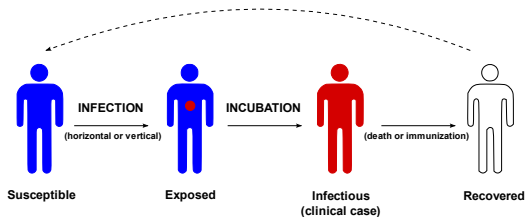
$\forall \mathbf{i}, \mathbf{j} \in \mathbb{N}^d \setminus \mathbf{0}$,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i^*[\mathbf{X}_t = \mathbf{j}] = \lim_{t \rightarrow \infty} \lim_{\theta \rightarrow \infty} \mathbb{P}_i[\mathbf{X}_t = \mathbf{j} | \mathbf{X}_{t+\theta} \neq \mathbf{0}] = \frac{1}{C} \mathbf{j} \cdot \boldsymbol{\xi} \nu(\mathbf{j}),$$

où ν est la loi de Yaglom

$$\nu(\mathbf{j}) = \lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\mathbf{X}_t = \mathbf{j} | \mathbf{X}_t \neq \mathbf{0}).$$

Maladie SEIR



- quantification de l'infection?
- extinction de l'épidémie? temps d'extinction?
- évolution de l'épidémie en cas d'extinction très tardive?

Observations disponibles:

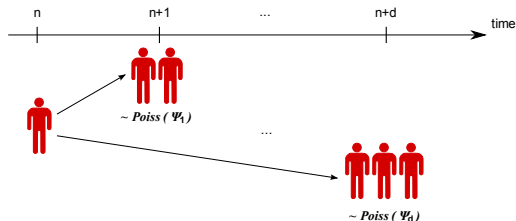


car les états de santé S et E sont souvent indifférentiables.

But: construire un modèle stochastique basé sur l'incidence des **cas cliniques** mais prenant en compte tous les états de santé.

Modèle limite pour une **grande population initiale** et une maladie **rare** (C. Jacob) :

le nombre de cas cliniques **générés** k ($\leq d$) unités de temps plus tard par un seul cas clinique $\sim \text{Poiss}(\Psi_k)$



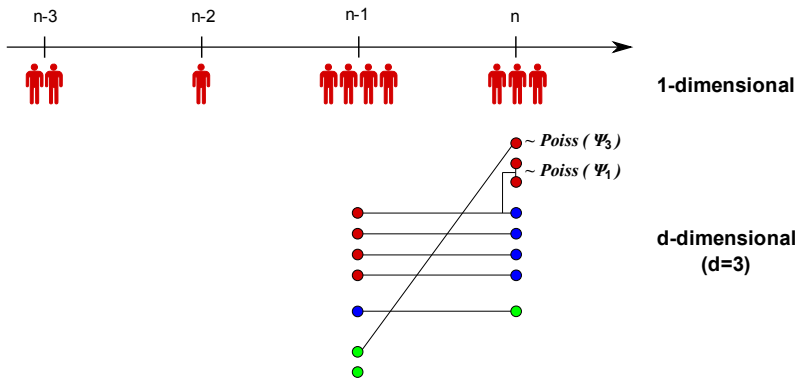
$X_n \in \mathbb{N}$, nombre de **cas cliniques** à l'instant n : processus **d -markovien**

$$\mathcal{L}(X_n | X_{n-1}, \dots, X_{n-d}) = \text{Poiss} \left(\sum_{k=1}^d X_{n-k} \Psi_k \right)$$

$\Leftrightarrow \mathbf{X}_n := (X_n, X_{n-1}, \dots, X_{n-d+1}) \in \mathbb{N}^d$ **markovien d -dim.** :

$$\mathcal{L}(\mathbf{X}_n | \mathbf{X}_{n-1}) = \text{Poiss}(\mathbf{X}_{n-1} \cdot \Psi) \otimes \delta_{(X_{n-1}, \dots, X_{n-d+1})}$$

\mathbf{X}_n est un processus de **branchement à d types**.



Matrice moyenne ($\mathbf{M}^d > \mathbf{0}$)

$$\mathbf{M} = \begin{pmatrix} \Psi_1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \Psi_2 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ \Psi_{d-1} & 0 & \dots & \dots & 1 \\ \Psi_d & 0 & \dots & \dots & 0 \end{pmatrix}$$

On a

$$\rho \leq 0 \iff \sum_{k=1}^d \Psi_k \leq 1,$$

ainsi $\sum_{k=1}^d \Psi_k$ est un paramètre de bifurcation:

Proposition

extinction de l'épidémie $\iff \sum_{k=1}^d \Psi_k \leq 1$.

Analyse des risques du pire des cas

Scénario catastrophe : étude des trajectoires à **extinction très tardive**

$$\mathbb{P}(\mathbf{X}_n = \cdot | \mathbf{X}_{n+k} \neq \mathbf{0}), \quad k \text{ très grand.}$$

est approximée par

$$\mathbb{P}^*(\mathbf{X}_n = \cdot) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{P}(\mathbf{X}_n = \cdot | \mathbf{X}_{n+k} \neq \mathbf{0}).$$

où

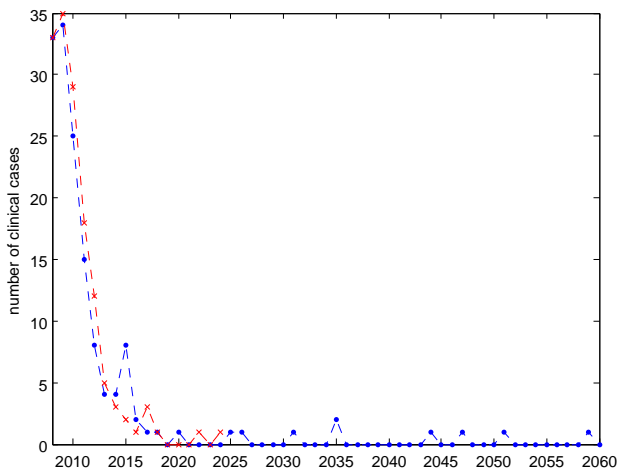
$$\mathbb{P}^*(\mathbf{X}_{n+1} = \mathbf{j} | \mathbf{X}_n = \mathbf{i}) = \frac{1}{\mu} \frac{\mathbf{j} \cdot \boldsymbol{\xi}}{\mathbf{i} \cdot \boldsymbol{\xi}} \mathbb{P}(\mathbf{X}_{n+1} = \mathbf{j} | \mathbf{X}_n = \mathbf{i}).$$

Proposition

$$\mathbb{P}(X_n = \cdot | \mathbf{X}_{n-1}) = \mathcal{P}oiss(\mathbf{X}_{n-1} \cdot \boldsymbol{\Psi})$$

$$\Rightarrow \mathbb{P}^*(X_n = \cdot | \mathbf{X}_{n-1}) = \mathcal{P}oiss(\mathbf{X}_{n-1} \cdot \boldsymbol{\Psi}) * \mathcal{B} \left(\frac{\mathbf{X}_{n-1} \cdot \boldsymbol{\Psi} \xi_1}{\mathbf{X}_{n-1} \cdot \boldsymbol{\Psi} \xi_1 + \sum_{i=2}^d X_{n-i+1} \xi_i} \right).$$

Simulation d'une trajectoire du **processus non conditionné** et du **proc. conditionné à l'extinction très tardive** pour l'épidémie d'ESB en Grande-Bretagne ($d=9$).



$P(\text{extinction de l'épidémie après 2030}) \leq 0,025.$

Convergence du BGW multitype vers une diffusion de Feller

Paramètre de **renormalisation** $n \in \mathbb{N}$.

- le temps de vie de chaque individu est divisé par $n \Leftrightarrow$ taux de bcht multiplié par n
- nombre initial d'individus d'ordre n mais chaque individu a un poids $\frac{1}{n}$

Théorème (Joffe et Métivier, 1986)

Si $\mathbf{M}^{(n)} = \mathbf{Id} + \frac{1}{n}\mathbf{C} + o(\frac{1}{n})$, $\lim_n \sigma_i^{(n)} =: \sigma_i$ unif., alors dès que les conditions initiales renormalisées convergent, la suite de **processus BGW renormalisés** ($\in \frac{1}{n}\mathbb{N}^d$) converge vers une **diffusion de Feller multitype** $\in \mathbb{R}_+^d$ de **générateur infinitésimal**

$$Gf(\mathbf{x}) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sigma_i^2 x_i \frac{\partial^2 f}{\partial x_i^2}(\mathbf{x}) + \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d C_{ji} x_j \frac{\partial f}{\partial x_i}(\mathbf{x}), \quad \mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^d.$$

- Cette diffusion de Feller multitype est l'unique solution de l'équation différentielle stochastique d -dimensionnelle

$$dX_{t,i} = \sigma_i \sqrt{X_{t,i}} dB_{t,i} + \sum_{j=1}^d C_{ji} X_{t,j} dt, \quad i = 1 \dots d,$$

où $\mathbf{B}_t = (B_{t,1}, \dots, B_{t,d})$ est un mouvement brownien $\in \mathbb{R}^d$.

- Sa transformée de Laplace est donnée par

$$\forall \lambda \in \mathbb{R}_+^d, \mathbb{E}(e^{-\mathbf{x}_t \cdot \lambda} | \mathbf{X}_0 = \mathbf{x}) = e^{-\mathbf{x} \cdot u_t^\lambda}$$

où

$$\begin{cases} \frac{du_t^\lambda}{dt} = \mathbf{C}u_t^\lambda - \frac{1}{2} \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_d)(u_t^\lambda)^{\odot 2} \\ u_0^\lambda = \lambda \end{cases}$$

Diffusion de Feller conditionnée

Proposition

Soit \mathbb{P} la loi d'une diffusion de Feller multitype de matrice de mutation \mathbf{C} irréductible, et de vap de Perron $\rho \leq 0$ (et vep associé ξ). Alors on peut définir le Q -processus \mathbb{P}^* associé par

$$\forall t \geq 0, \forall B \in \mathcal{F}_t, \mathbb{P}^*(B) := \lim_{\theta \rightarrow \infty} \mathbb{P}(B \mid \mathbf{X}_{t+\theta} \neq \mathbf{0}).$$

Il satisfait pour tout $t \in \mathbb{R}^+$ and $\mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^d$, $\mathbf{x} \neq \mathbf{0}$,

$$\mathbb{P}_{\mathbf{x}}^* |_{\mathcal{F}_t} = e^{-\rho t} \frac{\mathbf{X}_t \cdot \xi}{\mathbf{x} \cdot \xi} \mathbb{P}_{\mathbf{x}} |_{\mathcal{F}_t}.$$

C'est une conséquence d'un résultat de Champagnat et R. (2008) sur le processus de [Dawson-Watanabe multitype](#) conditionné à l'extinction infiniment tardive.

Éléments de la preuve

- Probabilité d'extinction:

$$\mathbb{P}_{\mathbf{x}}(\mathbf{X}_t \neq \mathbf{0}) = \lim_{\lambda \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mathbf{x}}(e^{-\mathbf{X}_t \cdot \lambda}) = e^{-\mathbf{x} \cdot \lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{\theta}^{\lambda}}$$

-

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\mathbf{x}}(\mathbf{1}_B \mid \mathbf{X}_{t+\theta} \neq \mathbf{0}) &= \frac{\mathbb{E}_{\mathbf{x}}\left(\mathbf{1}_B(1 - e^{-\mathbf{X}_t \cdot \lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{\theta}^{\lambda}})\right)}{1 - e^{-\mathbf{x} \cdot \lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{t+\theta}^{\lambda}}} \\ &\approx_{\theta \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mathbf{x}}\left(\mathbf{1}_B \frac{\mathbf{X}_t \cdot \lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{\theta}^{\lambda}}{\mathbf{x} \cdot \lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{t+\theta}^{\lambda}}\right) \end{aligned}$$

- Une étude minutieuse de la dépendance en λ et θ de u_{θ}^{λ} permet de montrer que

$$\lim_{\theta \rightarrow \infty} \frac{\lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{\theta}^{\lambda}}{\mathbf{x} \cdot \lim_{\lambda \rightarrow \infty} u_{t+\theta}^{\lambda}} = \frac{e^{-\rho t}}{\mathbf{x} \cdot \xi} \xi.$$

Autres descriptions de la diffusion de Feller conditionnée

- C'est l'unique solution de l'EDS d -dimensionnelle

$$dX_{t,i} = \sigma_i \sqrt{X_{t,i}} dB_{t,i} + \sum_{j=1}^d C_{ji} X_{t,j} dt + \frac{1}{\mathbf{x}_t \cdot \boldsymbol{\xi}} \sigma_i^2 \xi_i X_{t,i} dt, \quad \forall i = 1 \dots d.$$

Pour $d = 1$ (Lambert, 2007):

$$dX_t = \sigma \sqrt{X_t} dB_t + cX_t dt + \sigma^2 dt.$$

- C'est une diffusion de Feller avec une mutation dépendant de l'état du système, de générateur infinitésimal :

$$\forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^d, \quad \mathbf{x} \neq \mathbf{0},$$

$$\begin{aligned} G^* f(\mathbf{x}) &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sigma_i^2 x_i \frac{\partial^2 f}{\partial x_i^2} + \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d C_{ji} x_j \frac{\partial f}{\partial x_i} + \frac{1}{\mathbf{x} \cdot \boldsymbol{\xi}} \sum_{i=1}^d \sigma_i^2 x_i \xi_i \frac{\partial f}{\partial x_i} \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sigma_i^2 x_i \frac{\partial^2 f}{\partial x_i^2} + \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d C_{ji}(\mathbf{x}) x_j \frac{\partial f}{\partial x_i}. \end{aligned}$$

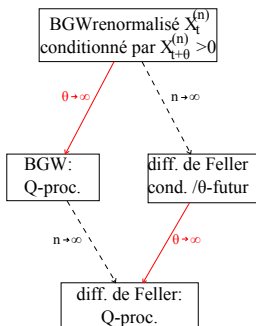
Échange des limites en n et en θ

Question: Est-ce que le BGW multitype conditionné à l'extinction infiniment tardive puis renormalisé converge vers la diffusion de Feller multitype conditionnée à l'extinction infiniment tardive

\Leftrightarrow peut-on inverser les limites en n et en θ ?

Théorème (Pénisson)

Si la matrice \mathbf{C} est irréductible et de vap de Perron $\rho \leq 0$, alors le diagramme suivant est *commutatif*:



Esquisse de preuve

Le processus BGW renormalisé et conditionné à la non-extinction dans le futur infiniment lointain, de loi $\mathbb{P}^{n,*}$, est solution du problème de martingales:

pour tout $f \in D(G^{n,*})$, $f(\mathbf{X}_t) - f(\mathbf{X}_0) - \int_0^t (G^{n,*} f)(\mathbf{X}_{s-}) ds$ est une $\mathbb{P}^{n,*}$ -martingale locale

où le générateur infinitésimal $G^{n,*}$ vaut: pour tout $\mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^d \setminus \mathbf{0}$,

$$\begin{aligned} G^{n,*} f(\mathbf{x}) &= n^2 \sum_{i=1}^d x_i \sum_{\mathbf{j} \in \mathbb{N}^d} p_i^{(n)}(\mathbf{j}) \left[f\left(\mathbf{x} + \frac{\mathbf{j} - \mathbf{e}_i}{n}\right) - f(\mathbf{x}) \right] \\ &\quad + \frac{n}{\mathbf{x} \cdot \boldsymbol{\xi}} \sum_{i=1}^d x_i \sum_{\mathbf{j} \in \mathbb{N}^d} p_i^{(n)}(\mathbf{j}) (\mathbf{j} - \mathbf{e}_i) \cdot \boldsymbol{\xi} \left[f\left(\mathbf{x} + \frac{\mathbf{j} - \mathbf{e}_i}{n}\right) - f(\mathbf{x}) \right] \\ &= n^2 \sum_{i=1}^d \alpha_i^{(n)}(\mathbf{x}) x_i \sum_{\mathbf{j} \in \mathbb{N}^d} p_i^{(n)}(\mathbf{x}, \mathbf{j}) \left[f\left(\mathbf{x} + \frac{\mathbf{j} - \mathbf{e}_i}{n}\right) - f(\mathbf{x}) \right], \end{aligned}$$

Esquisse de preuve

- tension de la suite des semi-martingales
- convergence $\|G^{n,*}f - Gf\|_\infty \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ pour tout $f \in C_c^2(\mathbb{R}_+^d)$

$$G^{n,*}f(\mathbf{x}) = n^2 \sum_{i=1}^d \alpha_i^{(n)}(\mathbf{x}) x_i \sum_{\mathbf{j} \in \mathbb{N}^d} p_i^{(n)}(\mathbf{x}, \mathbf{j}) \left[f\left(\mathbf{x} + \frac{\mathbf{j} - \mathbf{e}_i}{n}\right) - f(\mathbf{x}) \right]$$

$$\Rightarrow_n G^*f(\mathbf{x}) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sigma_i^2 x_i \frac{\partial^2 f}{\partial x_i^2}(\mathbf{x}) + \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d C_{ij}(\mathbf{x}) x_j \frac{\partial f}{\partial x_i}(\mathbf{x})$$

$$(\text{car } n(\mathbf{M}^{(n)} - \mathbf{I}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbf{C} \implies \boldsymbol{\xi}^{(n)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \boldsymbol{\xi}.)$$

- unicité des solutions du problème de martingales

pour tout $f \in D(G^*)$, $f(\mathbf{X}_t) - f(\mathbf{X}_0) - \int_0^t (G^*f)(\mathbf{X}_s) ds$ est une \mathbb{P} -martingale locale.

Panorama des différentes limites en n , en t et en θ 