

(VII) Les martingales ne suffisent pas toujours

o) Pourquoi ?

- structure spatiale sans temps ! ≠ Hawkes malgré par portion espace
- même avec \mathbb{R} des fois pas d'intensité \neq ADN (ou sous de lecture conditionnelle et pts q- x ne peuvent être
- même si on a les outils, on a vu que la concentration n'est pas forcément assez forte.

→ Le pb du crochet : l'inégalité est vraie si

$$\int H_s^2 \lambda(s) ds \leq v \quad \text{ou sur l'év} \\ \left\{ \int H_s^2 \lambda(s) ds \leq v \right\} \rightarrow \text{qu'il va bien falloir en fait contrôler d'une manière ou d'une autre.}$$

1) Hawkes et pagl. $\lambda(s) = v + \sum_{T \leq t} h(t-T)$ - h a app dans $(0, \infty)$

$$\int H_s^2 \lambda(s) ds \leq v \quad \text{passe principalement par}$$

→ borne $\lambda(s)$ et donc le nb de points dans un intervalle I .

En fait on peut voir le Hawkes (et cela m dans \mathbb{R}^d)

comme une réunion de processus clusters

Un cluster (ici) \mathcal{N}^p Un ancêtre en 0 et tous ses descendants jusqu'à extinction
a priori la $\int_0^\infty h$ de contamination peut être à valeur dans \mathbb{R}^d .

Outil pagl ou plutôt (pour reconnaître des choses) la Laplace fonctionnelle

(cf Daley & Jones). Soit f une fonction test

$$L(f) = \log E \left(\exp \left(\int f d\mathcal{P} \right) \right).$$

mais

$$\int f d\mathcal{P} = f(0) + \sum_{\text{enfants de } 0} \int f d\mathcal{P}^x$$

où \mathcal{P}^x est le processus cluster où cette fois-ci l'ancêtre est en x .
tous les \mathcal{P}^x sont indépendants

Donc $E \left(\exp \int f d\mathcal{P} \mid \text{enfants de } 0 \right) = e^{f(0)} \prod_{\text{enfants de } 0} E \left(e^{\int f d\mathcal{P}^x} \mid \text{enfant } x \right)$

$$= e^{f(0)} \sum_{\text{enfants de } 0} L(f(x+\cdot))$$

donc
$$L(f) = f(0) + \log E \left(\exp \int L(f(x+\cdot)) dN_x^0 \right)$$

Processus de Branchement des enfants issus de 0.

mais on sait ce qu'est la pgf pour un PP

$$f(0) + \int (e^{L(f(x+\cdot))} - 1) h(x) dx$$

Un Hawkes NPH (ν, h) avec ν même pour les ancêtres (pas forcément constant).

$$L(f) = \log E \left(\exp \int f dN \right)$$

mais N n'est rien d'autre que la réunion des clusters CP^x où x ancêtre \sim PPC

$$\begin{aligned} \text{donc } L(f) &= \log E \left(\exp \sum_{x \text{ ancêtre}} \int f dN^x \right) \\ &= \log E \left[E \left(\exp \sum_{x \text{ ancêtre}} \int f dN^x \mid \text{ancêtre} \right) \right] \\ &= \log E \left(\exp \sum_{x \text{ ancêtre}} L(f(x+\cdot)) \right) \\ &= \log E \left(\exp \int L(f(x+\cdot)) dA_x \right) \\ &= \int (e^{L(f(x+\cdot))} - 1) \nu(x) dx \end{aligned}$$

processus de Comp des anc

Contrôle du nb de points

On applique tout d'abord la formule pour les clusters (dans \mathbb{R})

$$f = z \mathbb{1}_{[a; +\infty)}$$

$$\begin{aligned} \text{donc } L(f) &= \log E \left(\exp \left(z N_{[a; +\infty)} \right) \right) \quad \text{ie le Laplace du nb de pts dans } [a; +\infty) \\ &= U(a, z) \text{ décroît avec } a \end{aligned}$$

mais on sait que si $f = z \mathbb{1}_{(0; +\infty)}$

$$L(f) = \log E \left(\exp \left(z N_{(0; +\infty)} \right) \right) = U(+, z)$$

nb total de descendants dans un BN qui s'éteint \rightarrow on connaît sa Laplace...

si h à support dans $[0, A]$.

$$U(\frac{a}{z}, z) = f(0) + \int_0^a (e^{L(f(x+\cdot))} - 1) h(x) dx$$

" (cf $f = z \mathbb{1}_{[a; +\infty)}$)

$$= \int_0^A (e^{U(\frac{a-x}{z}, z)} - 1) h(x) dx.$$

si $k = \lfloor a/A \rfloor$ on veut mg $U(a, z) \leq U(+, z) e^{-kz}$

vrai pour $0 \leq a \leq A$

pour $k > 0$ passage de k à $k+1$

$$(k+1)A \leq a < (k+2)A$$

$$U(a-x, z) \leq U(kA, z)$$

donc $U(a, z) = \int_0^A (e^{U(kA, z)} - 1) h(x) dx$

$$\leq \frac{1}{p} \left[\exp [U(+, z) e^{-kz}] - 1 \right]$$

mais math... ça marche.

Passage à Hawkes:

$$f = z \mathbb{1}_{[0, T]}$$

$$\mathcal{L}(f) = \log E(\exp(z N_{[0, T]})) \leq \int_{-\infty}^{+\infty} (e^{L(f(x+\cdot))} - 1) \nu(x) dx$$

$$L(f(x+\cdot)) = L(z \mathbb{1}_{x+\cdot \in [0, T]}) = L(z \mathbb{1}_{[x, T-x]})$$

- donc si $x > T \rightarrow 0$
- si $T \geq x \geq 0 \leq U(0, z)$
- si $0 > x \leq U(-x, z)$

$$\text{donc } \mathcal{L}(f) \leq \int_{-\infty}^0 (e^{U(-x, z)} - 1) d\nu + \left(\int_0^T d\nu \right) (e^{U(0, z)} - 1)$$

$$\mathcal{L}(f) \leq \nu T l_0(z) + \nu A l_1(z)$$

$\nu_x = \nu$ cte

dépend de z et $p \dots$

donc ça croît linéairement en $T \dots$ En particulier

à l'ordre pas pour $A \geq 0$
 ad° haut z et p

2) Processus Ponctuels fins (ie ps. nb fini de points dans \mathbb{X}) (36)

a) Définition / Construction probabiliste

Il suffit de se donner $\rightarrow (P_n)_{n \geq 0}$ $\begin{matrix} P_n \geq 0 \\ \sum P_n = 1 \end{matrix}$ loi du nb total de pts
 \rightarrow Pour tout $n \geq 1$ une loi $\Pi_n(\cdot)$ sur \mathbb{X}^n

Δ dit comme ça on regarde la loi du n -uplet (x_1, \dots, x_n) et pas de l'ensemble $\{x_1, \dots, x_n\} \Rightarrow$ un ordre dont on ne veut généralement pas et donc on va supposer Π_n symétrique!
 De plus (si Π_n a une densité)

$\Pi_n(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$ représente la probabilité sachant qu'on a n points d'avoir le 1^{er} point dans $B_{x_1}(dx_1) = B_{x_1}$ le 2^e point dans $B_{x_2}(dx_2) = B_{x_2}$ le n ^e point dans $B_{x_n}(dx_n) = B_{x_n}$. \uparrow volume dx_i

Donc

$n! \Pi_n(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$ d'avoir 1 pt dans B_{x_1} ... 1 pt dans B_{x_n}

b) Mesure de Janssen / Densité de Janssen ici densité n'est pas forcément 1

Def La mesure de Janssen est définie par

- $J_n = P_n n! \Pi_n$
- $J_0 = P_0$

Si Abs. cont / $dx_1 \dots dx_n$ $J_n \rightarrow j_n(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$ avec

$j_n(x_1, \dots, x_n)$ qui représente la probabilité d'avoir 1 pt dans B_{x_1} ... 1 pt dans B_{x_n} et personne ailleurs.

Ex Processus de Poisson (d'intensité $\lambda(x)$ sur \mathbb{X} / moyenne $\mu = \int \lambda(x) dx$)

On sait que $P_n = \frac{\mu(\mathbb{X})^n}{n!} e^{-\mu(\mathbb{X})}$ (loi de Poisson de param $\mu(\mathbb{X})$)
 et que conditionnellement à avoir n points on observe un n -échantillon de loi $\frac{\lambda(x) dx}{\mu(\mathbb{X})}$ ie $\Pi_n = \frac{\lambda(x_1) \dots \lambda(x_n) dx_1 \dots dx_n}{\mu(\mathbb{X})^n}$

Donc la densité de Janossy est :

$$\begin{aligned}
 J_n(x_1, \dots, x_n) &= \frac{\mu(x)^n}{n!} e^{-\mu(x)} \frac{\lambda(x_1) \dots \lambda(x_n)}{\mu(x)^n} \\
 &= \lambda(x_1) \dots \lambda(x_n) e^{-\mu(x)} \\
 &= \prod_{i=1}^n e^{\log \lambda(x_i)} e^{-\mu(x)}
 \end{aligned}$$

D'où la vraisemblance $\exp \left[\int (\log \lambda(x)) dN - \int \lambda(x) dx \right]$

Remq : le calcul marche aussi avec l'intensité conditionnelle du moment qu'il n'y a pas de pb d'info extérieure aux pts de x dans la situation (censure, ancêtres...)

Prop $\sum_{n=0}^{\infty} \frac{J_n(x^n)}{n!} = 1$

$$\left(J_n(x^n) = p_n n! \prod_{i=1}^n \lambda(x_i) = p_n n! \right)$$

\Rightarrow On peut aussi définir un processus ponctuel fini par la donnée d'un $\rightarrow p_0 = J_0 \geq 0$ et $p_0 \leq 1$
 \rightarrow de mesures J_n sur x^n ponctuelles \rightarrow symétriques
 tq $\sum_{n=0}^{\infty} \frac{J_n(x^n)}{n!} = 1$

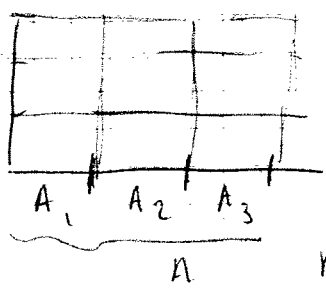
Petit lemme utile pour la suite

Soit A un ens mesur. de x et S une mesure symétrique sur x^n
 alors \forall la partition A_1, \dots, A_k de A on a

$$S(A^n) = \sum_{\substack{j_1, \dots, j_k \geq 0 \\ j_1 + \dots + j_k = n}} \binom{n}{j_1, \dots, j_k} S(A_1^{j_1} \times \dots \times A_k^{j_k})$$

$$(A^n = A \times \dots \times A \text{ n fois})$$

Preuve :



S A partitionné par A_1, \dots, A_k
 alors A^n par les

$$A_{i_1} \times A_{i_2} \times \dots \times A_{i_n} \text{ où les } i_n = 1, \dots, k$$

mais $S(A_{i_1} \times A_{i_2} \times \dots \times A_{i_n}) = S(A_1^{j_1} \times \dots \times A_k^{j_k})$
 où $j_1 = \text{nb de fois où } i_1 = 1$

nb de choix possibles $\binom{n}{j_1 \dots j_k} = \frac{n!}{j_1! \dots j_k!}$

Dans le même genre

~~Pb~~ si A_1, \dots, A_k est une partition de X ,
 $P(n_1 \text{ pts dans } A_1, \dots, n_k \text{ pts dans } A_k)$ $n_1 + \dots + n_k = n$

$$\begin{aligned}
&= P_n \prod_n (n_1 \text{ pts dans } A_1, \dots, n_k \text{ pts dans } A_k) \\
&= P_n \binom{n}{n_1 \dots n_k} \prod_n (A_1^{n_1} \times \dots \times A_k^{n_k}) \\
&= \frac{J_n (A_1^{n_1} \times \dots \times A_k^{n_k})}{n_1! \dots n_k!}
\end{aligned}$$

c) Mesures moments, densité produit

Pb: Souvent ce n'est pas J_n qu'on connaît! (contrairement au processus de comptage)
↳ le truc gênant c'est le "personne ailleurs"
On définit M_k une mesure sur X^k par

Mesure moment: $\forall A_1, \dots, A_r$ sont des ens disjointes

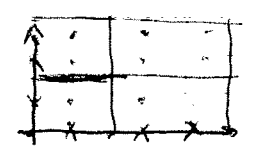
$\forall k_1, \dots, k_r$ entiers ≥ 0 tq $k_1 + \dots + k_r = k$

$$M_k (A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r}) = E (N(A_1)^{k_1} \dots N(A_r)^{k_r})$$

↳ Ça définit bien une mesure symétrique positive sur X^k
↳ On aimerait (+L) que sa caractéristique la loi connue les moments d'une loi de var. (avec cd...)

Ex $k=1$ $M_1(A) = M(A) = E(N(A))$ (*)

Rmq En fait $N(A_1)^{k_1} \dots N(A_r)^{k_r}$
c'est aussi $CP^k (A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r})$



où $CP^k = \{ \text{tous les } k \text{ uplets qu'on peut piocher avec remise dans } N \}$ donc M_k c'est la mesure moyenne du sens (*) de CP^k

En fait mesure moment pas terrible à cause des répétitions
on lui préfère:

Mesure moment factoriel:

Not : Si $n \geq k$ entiers ≥ 0 . $\binom{n}{k} = n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)$ si $k \leq n$
 $= 0$ sinon.

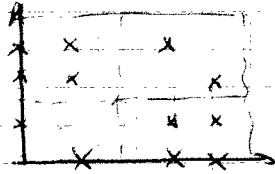
Def On définit $M_{[k]}$ sur X^k par

$\forall A_1, \dots, A_r$ des ev. mes. disj. $\forall k_1 + \dots + k_r = k$

$$M_{[k]}(A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r}) = E(N(A_1)^{[k_1]} \dots N(A_r)^{[k_r]})$$

\Rightarrow G_a définit une mesure symétrique positive sur X^k

\Rightarrow G_a peut être interprétée comme la mesure moyenne de $CP^{[k]} = \{ \text{tous les } k \text{ uplets sans répétition pris dans } N \}$.



$$\# CP^{[2]}(A_1^2) = 0$$

$$CP^{[2]}(A_2^2) = 2 = 2 \times 1$$

$$CP^{[2]}(A_1 \times A_2) = 2 = N(A_1)N(A_2)$$

Ex Soit A et B deux mesurables de X

$$\begin{aligned} M_{[2]}(A \times B) &= E(CP^{[2]}(A \times B)) \\ &= E(CP^2(A \times B) - N(A \cap B)) \\ &= M_2(A \times B) - M(A \cap B) \end{aligned}$$



Densité produit

Si $M_{[k]}$ est absolument continue $/ dx_1 \dots dx_k$

$$M_{[k]} = m_{[k]}(x_1, \dots, x_k) dx_1 \dots dx_k$$

$m_{[k]}$ est la densité produit

On s'élève que 2 pts ne peuvent apparaître au même endroit et que les $x_i \neq$

$$m_{[k]}(x_1, \dots, x_k) = \text{Probabilité d'avoir 1 pt dans } B_1$$

1 pt dans B_k .

On a perdu le "pas de points ailleurs" !

$m_{[k]}$ ne dépend pas de l'axe sur lequel on est

Je suis !

Ex. les processus déterminantiaux

où $M_{[K]}(x_1, \dots, x_k) = \det \begin{pmatrix} K(x_1, x_1) & \dots & K(x_1, x_k) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ K(x_k, x_1) & \dots & K(x_k, x_k) \end{pmatrix}$

où K opérateur de type noyau ie la mat^r est définie positive de $v.p \in (0, \infty)$.

Fermion
 $m_{[K]}(x_1, \dots, x_k) = d^k \det \left(\dots \right)$ Paron : plus mal

Δ il y a des conditions sur d et K pour que ça définisse bien un processus (ie les J_n ou les Π_n / p_n sont bien définies !)

d) lien de Weyl de Janossy / de Weyl product

Thm : Sous hyp elles existent $\forall n \in \mathbb{N}$ les deux, pas d'accumul.

(1) $m_{[K]}(x_1, \dots, x_k) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \int_{\mathbb{X}^n} j_{k+n}(x_1, \dots, x_k, y_1, \dots, y_n) dy_1 \dots dy_n$

(2) $J_n(x_1, \dots, x_n) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k}{k!} \int_{\mathbb{X}^n} m_{n+k}(x_1, \dots, x_n, y_1, \dots, y_k) dy_1 \dots dy_k$

Preuve

(1) \Rightarrow (2) Calcul formel

Preuve de (1)

Si A_1, \dots, A_r partition de \mathbb{X}

$k_1 + \dots + k_r = k$

$M_{[K]}(A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r}) = E \left(N(A_1)^{[k_1]} \dots N(A_r)^{[k_r]} \right)$
 $= \sum_{j_1 \geq k_1, \dots, j_r \geq k_r} J_{j_1, \dots, j_r} P(j_1 \text{ points dans } A_1, \dots, j_r \text{ points dans } A_r)$
 $= \sum_{j_1 \geq k_1, \dots, j_r \geq k_r} \frac{J_{j_1, \dots, j_r}(A_1^{j_1} \times \dots \times A_r^{j_r})}{j_1! \dots j_r!}$

$= \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{n_1 + \dots + n_r = n} \frac{1}{n_1! \dots n_r!} J_{k+n}(A_1^{k_1+n_1} \times \dots \times A_r^{k_r+n_r})$
 $= J_{k+n}(A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r} \times A_1^{n_1} \times \dots \times A_r^{n_r})$
 ou même symétrique

$= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \sum_{n_1 + \dots + n_r = n} \binom{n}{n_1, \dots, n_r} J_{k+n}(A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r} \times A_1^{n_1} \times \dots \times A_r^{n_r})$
 ou $J_{k+n}(A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r} \times B)$ est une même symétrique
 où $B \in \mathbb{X}^n$ et on applique le petit lemme

Ex. Poisson

De même m_{jk} pour un Poisson

$$\begin{aligned} m_{jk}(x_1, x_2) &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \int_{x_1}^{\infty} \frac{j(x_1) \cdot j(x_2) \cdot j(y_1) \cdot j(y_2) \cdot e^{-\mu(x)}}{dy_1 \cdot dy_2} \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \frac{j(x_1) \cdot j(x_2) \cdot e^{-\mu(x)}}{\mu(x)^k} \\ &= \frac{j(x_1) \cdot j(x_2)}{\mu(x)^k} \quad e^{-\mu(x)} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\mu(x)^n}{n!} \\ &= j(x_1) \cdot j(x_2) \end{aligned}$$

et donc pour

$$\begin{aligned} P(e^t \neq \text{pas}) &= 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \int (e^t - 1)^k \cdot (e^t - 1)^k \\ &= \exp \left(\int (e^t - 1) \cdot d \cdot dx \right) \quad \text{OK} \end{aligned}$$

$\frac{d}{dx} \left(\frac{1}{\mu(x)} \right)$
 $\frac{d}{dx} \left(\frac{1}{\mu(x)} \right)$
 $\frac{d}{dx} \left(\frac{1}{\mu(x)} \right)$

$$M_{[k]}(A_1^{k_1}, \dots, A_r^{k_r}) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} J_{k+n}(A_1^{k_1}, \dots, A_r^{k_r}, x^{\otimes n})$$

et on passe à la densité.

e) lien avec les pgfl

→ lien pgfl / Janossy $Z \geq 1$

$$\begin{aligned} G(Z) &= E\left(\prod Z(x_i)\right) \quad \text{où } N = \{x_1, \dots, x_n\} \\ &= p_0 + \sum_{n=1}^{\infty} p_n \int_{\mathbb{X}^n} Z(x_1) \dots Z(x_n) \pi_n(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n \\ &= J_0 + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n!} \int_{\mathbb{X}^n} Z(x_1) \dots Z(x_n) j_n(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n \end{aligned}$$

cf Vision Laplace

$$E(e^{\int f dN}) = J_0 + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n!} \int e^{f(x_1)} \dots e^{f(x_n)} j_n(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$$

→ lien pgfl / dév. produit

On écrit $Z = 1 + \eta$ et $\eta = \sum_{j=1}^r \alpha_j \mathbb{1}_{A_j}$ A_1, \dots, A_r parties de \mathbb{X}

$$\begin{aligned} G(Z) &= E\left(\prod Z(x_i)\right) \\ &= E\left(\prod \left(1 + \sum_{j=1}^r \alpha_j \mathbb{1}_{A_j}(x_i)\right)\right) \\ &= E\left(\prod_{j=1}^r \left(1 + \alpha_j \mathbb{1}_{A_j}\right)^{N(A_j)}\right) \\ &= E\left(\prod_{j=1}^r \left(\sum_{k_j=0}^{\infty} \binom{N(A_j)}{k_j} \alpha_j^{k_j}\right)\right) \\ &= E\left(\prod_{j=1}^r \left(\sum_{k_j=0}^{\infty} \frac{N(A_j)^{[k_j]}}{k_j!} \alpha_j^{k_j}\right)\right) \\ &= \sum_{k_1=0}^{\infty} \dots \sum_{k_r=0}^{\infty} E\left(\prod_{j=1}^r \frac{N(A_j)^{[k_j]}}{k_j!} \alpha_j^{k_j}\right) \\ &= 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{k_1 + \dots + k_r = k} \left(\prod_{j=1}^r \frac{\alpha_j^{k_j}}{k_j!}\right) M_{[k]}(A_1^{k_1}, \dots, A_r^{k_r}) \\ &= 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \sum_{k_1 + \dots + k_r = k} \binom{k}{k_1, \dots, k_r} \prod_{j=1}^r \alpha_j^{k_j} M_{[k]}(A_1^{k_1}, \dots, A_r^{k_r}) \end{aligned}$$

Mais

$$\begin{aligned}
 & \int_{\mathbb{X}^k} \eta(x_1) \dots \eta(x_n) u_{[k]}(x_1 \dots x_n) dx_1 \dots dx_n \\
 &= \int_{\mathbb{X}^k} \prod_{j=1}^r (\alpha_j)^{\text{nb de } x_j \text{ dans } A_j} u_{[k]}(x_1 \dots x_n) dx_1 \dots dx_n \\
 &= \sum_{k_1 + \dots + k_r = k} \int_{\mathbb{X}^{k_j}} \prod_{j=1}^r (\alpha_j)^{k_j} u_{[k]}(x_1 \dots x_n) dx_1 \dots dx_n \\
 &= \sum_{k_1 + \dots + k_r = k} \left(\prod_{j=1}^r (\alpha_j)^{k_j} \right) \binom{k}{k_1 \dots k_r} \int_{\mathbb{X}^k} u_{[k]}(x_1 \dots x_n) dx_1 \dots dx_n \\
 & \quad \underbrace{\int_{\substack{x_1 \text{ dans } A_1 \\ x_{k_1} \dots x_{k_1} \text{ dans } A_1 \\ \dots \\ x_{k_r} \dots x_{k_r} \text{ dans } A_r}}}_{M_{[k]}(A_1^{k_1} \times \dots \times A_r^{k_r})}
 \end{aligned}$$

donc (--- passage à la limite)

$$G(\vec{\lambda}) = G(1 + \eta) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \int_{\mathbb{X}^k} \eta(x_1) \dots \eta(x_n) u_{[k]}(x_1 \dots x_k) dx_1 \dots dx_k$$

Via Laplace : ~~...~~

$$E(e^{\int f dN}) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k!} \int_{\mathbb{X}^k} (e^{f(x_1)} - 1) \dots (e^{f(x_k)} - 1) M_{[k]}(x_1 \dots x_k) dx_1 \dots dx_k$$

(cf Poisson)