

Geometría Aleatoria

Modelado y Análisis de Redes de Telecomunicaciones

IIE - Facultad de Ingeniería

Curso 2014

Distribución Palm - Introducción Informal

- Punto Típico: interesa definir “punto arbitrario” o “punto cualquiera” que corresponde a elegir al azar un punto donde cada punto tiene la misma probabilidad de ser seleccionado

Distribución Palm - Introducción Informal

- Punto Típico: interesa definir “punto arbitrario” o “punto cualquiera” que corresponde a elegir al azar un punto donde cada punto tiene la misma probabilidad de ser seleccionado
- La probabilidad Palm es la probabilidad condicional dado que en tal lugar (localización específica) hay un punto del proceso.
 - hace precisa la noción de punto típico.

Distribución Palm del Poisson - Introducción Informal

- Un poco de notación:

$$\begin{aligned} P(\Phi \text{ tiene la propiedad } Y|x) &= P(\Phi \text{ tiene la propiedad } Y|x \in \Phi) \\ &= P(\Phi \in Y|x) \quad Y \in \sigma - \text{álgebra del cjto de realizaciones} \end{aligned}$$

Por ejemplo:

$$Y = \{\varphi : \varphi(B(0, 1)) = 1\}$$

$$Y = \{\varphi : x \in B \text{ y } \varphi(B(x, r)) = 0\}$$

- Si Φ es estacionario: $P(\Phi \in Y|x) = P(\Phi_{-x} \in Y|0)$

Distribución Palm del Poisson - Introducción Informal

- Un poco de notación:

$$\begin{aligned} P(\Phi \text{ tiene la propiedad } Y|x) &= P(\Phi \text{ tiene la propiedad } Y|x \in \Phi) \\ &= P(\Phi \in Y|x) \quad Y \in \sigma - \text{álgebra del cjtto de realizaciones} \end{aligned}$$

Por ejemplo:

$$Y = \{\varphi : \varphi(B(0, 1)) = 1\}$$

$$Y = \{\varphi : x \in B \text{ y } \varphi(B(x, r)) = 0\}$$

- Si Φ es estacionario: $P(\Phi \in Y|x) = P(\Phi_{-x} \in Y|0)$
- Sea D la distancia de un punto típico $x \in \Phi$ al vecino más cercano (punto más cercano de $\Phi \setminus x$):

$$D(r) = P(D > r) = P(\Phi(B(x, r)) = 1|x) = P(\Phi(B(0, r)) = 1|0)$$

Distribución Palm del Poisson - Introducción Informal

- Un poco de notación:

$$\begin{aligned} P(\Phi \text{ tiene la propiedad } Y|x) &= P(\Phi \text{ tiene la propiedad } Y|x \in \Phi) \\ &= P(\Phi \in Y|x) \quad Y \in \sigma - \text{álgebra del c}j\text{to de realizaciones} \end{aligned}$$

Por ejemplo:

$$Y = \{\varphi : \varphi(B(0, 1)) = 1\}$$

$$Y = \{\varphi : x \in B \text{ y } \varphi(B(x, r)) = 0\}$$

- Si Φ es estacionario: $P(\Phi \in Y|x) = P(\Phi_{-x} \in Y|0)$
- Sea D la distancia de un punto típico $x \in \Phi$ al vecino más cercano (punto más cercano de $\Phi \setminus x$):

$$D(r) = P(D > r) = P(\Phi(B(x, r)) = 1|x) = P(\Phi(B(0, r)) = 1|0)$$

Pero estoy condicionando a un evento de probabilidad nula!
Condicionando a $\Phi(B(0, \epsilon)) = 1$ con $\epsilon > 0$, y tomando luego límite $\epsilon \rightarrow 0$ se obtiene que:

$$D(r) = P(\Phi(B(0, r)) = 0) = e^{-\lambda b_r r^d}$$

Distribución Palm del Poisson - Introducción Informal

- Se tiene entonces que

$$\begin{aligned}P(\Phi(B(0, r)) = 1 || 0) &= e^{-\lambda b_r r^d} = P(\Phi(B(0, r)) = 0) \\ &= P(\Phi \cup \{0\}(B(0, r)) = 1)\end{aligned}$$

- Esto sugiere que:

$$P(\Phi \in Y || 0) = P(\Phi \cup 0 \in Y)$$

y de la misma manera se puede probar que

$$P(\Phi(B) = n || 0) = P(\Phi(B) = n)$$

para cualquier B tal que $0 \notin B$.

- **La distribución palm de un p.p. de Poisson estacionario es la distribución del proceso original con el agregado de un punto en el origen.**

Distribución Palm del Poisson - Introducción Informal

- Se tiene entonces que

$$\begin{aligned}P(\Phi(B(0, r)) = 1 || 0) &= e^{-\lambda b_r r^d} = P(\Phi(B(0, r)) = 0) \\ &= P(\Phi \cup \{0\}(B(0, r)) = 1)\end{aligned}$$

- Esto sugiere que:

$$P(\Phi \in Y || 0) = P(\Phi \cup 0 \in Y)$$

y de la misma manera se puede probar que

$$P(\Phi(B) = n || 0) = P(\Phi(B) = n)$$

para cualquier B tal que $0 \notin B$.

- **La distribución palm de un p.p. de Poisson estacionario es la distribución del proceso original con el agregado de un punto en el origen.**
- Ejercicio: probar que para $d = 2$

$$E(D(r)) = \frac{1}{2\sqrt{\lambda}} \quad \text{y} \quad \text{Var}(D(r)) = \frac{1}{\pi\lambda} - \frac{1}{4\lambda}$$

Cálculo de Palm para el p.p. Poisson

Teorema de Slyvniak:

Sea Φ un p.p. de Poisson de intensidad λ , entonces bajo la probabilidad Palm, la distribución es la de $\Phi_0 = \Phi + \delta_0$

Cálculo de Palm para el p.p. Poisson

Teorema de Slyvniak:

Sea Φ un p.p. de Poisson de intensidad λ , entonces bajo la probabilidad Palm, la distribución es la de $\Phi_0 = \Phi + \delta_0$

- el origen se transforma entonces en el punto típico (representa lo que le ocurre a cualquier punto del proceso)
- dado un punto en el origen el resto de los puntos se comporta igual
- $E^0(f(\Phi)) = E(f(\Phi_0))$ (sirve para evaluar la prob. palm a partir de simulaciones pues basta agregar un punto en el origen)

Cálculo de Palm para el p.p. Poisson

Teorema de Slyvniak:

Sea Φ un p.p. de Poisson de intensidad λ , entonces bajo la probabilidad Palm, la distribución es la de $\Phi_0 = \Phi + \delta_0$

- el origen se transforma entonces en el punto típico (representa lo que le ocurre a cualquier punto del proceso)
- dado un punto en el origen el resto de los puntos se comporta igual
- $E^0(f(\Phi)) = E(f(\Phi_0))$ (sirve para evaluar la prob. palm a partir de simulaciones pues basta agregar un punto en el origen)
- Junto con la fórmula de Campbell permite realizar cálculos para el p.p. Poisson

Fórmula de Campbell: Introducción

- Sea Φ p.p. no necesariamente Poisson de intensidad Λ :
 - La distribución P de Φ está dada por
$$P(Y) = P(\Phi \in Y) = P(\{w : \Phi(w) \in Y\})$$
 - Esta distribución queda caracterizada por las distribuciones finito - dimensionales o incluso menos por las probabilidades de vacío en conjuntos compactos
- El proceso Φ se escribe como $\Phi = \{x_n\}_n$ o $\Phi = \sum_n \delta_{x_n}$, y para f medible no-negativa se tiene que:

$$\int f(x)\Phi(dx) = \sum_{x \in \Phi} f(x) = \sum_{x_n} f(x_n)$$

$$E \left(\sum_{x \in \Phi} f(x) \right) = E \left(\int f(x)\Phi(dx) \right) = \int \int f(x)\varphi(dx)P(d\varphi)$$

Fórmula de Campbell

- La cantidad de puntos en un conjunto B está dada por $\Phi(B) = \sum_{x \in \Phi} \mathbf{1}_B(x)$ y su media es:

$$\begin{aligned}\Lambda(B) &= E(\Phi(B)) = E\left(\sum_{x \in \Phi} \mathbf{1}_B(x)\right) = \\ &= \int \int \mathbf{1}_B(x) \varphi(dx) P(d\varphi) = \int \varphi(B) P(d\varphi)\end{aligned}$$

- Intercambiando el orden de las integrales (Fubini) tenemos que:

$$E\left(\sum_{x \in \Phi} f(x)\right) = \int \int f(x) \varphi(dx) P(d\varphi) = \int f(x) \Lambda(dx)$$

- En el caso estacionario $\Lambda(B) = \lambda \nu_d(B)$ y se obtiene teorema o fórmula de Campbell:

$$E\left(\sum_{x \in \Phi} f(x)\right) = \lambda \int f(x) dx$$

Distribución Palm - Introducción Informal

- ¿Cómo sería la generalización para una función $h(x, \Phi)$?

$$E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) = \int \sum_{x \in \varphi} h(x, \varphi) P(d\varphi) = \int E(h(x, \Phi) || x) \Lambda(dx)$$

esta igualdad se obtiene de tomar una partición $\{D_k\}_k$ del espacio y tomar límite con $D_k \rightarrow dx$.

- Si se define $P_x(Y) = P(\Phi \in Y || x)$, resulta que:

$$E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) = \int \int h(x, \varphi) P_x(d\varphi) \Lambda(dx)$$

Distribución Palm - Introducción Informal

- En el caso estacionario se tiene que:

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) &= \lambda \int \int h(x, \varphi) P_x(d\varphi) dx \\ &= \lambda \int \int h(x, \varphi_x) P_0(d\varphi) dx \end{aligned}$$

y se conoce como la fórmula refinada de campbell.

Distribución Palm - Introducción Informal

- En el caso estacionario se tiene que:

$$\begin{aligned} E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) &= \lambda \int \int h(x, \varphi) P_x(d\varphi) dx \\ &= \lambda \int \int h(x, \varphi_x) P_0(d\varphi) dx \end{aligned}$$

y se conoce como la fórmula refinada de Campbell.

- Si $h(x, \varphi) = f(x)$ se recupera la fórmula de Campbell:

$$E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) = E \left(\sum_{x \in \Phi} f(x) \right) = \lambda \int f(x) dx$$

Distribución Palm - Introducción Informal

- Consideremos el siguiente caso particular:

$Y = \{\varphi : \varphi(B(0, r)) = 1\}$ y la función $h : \mathbb{R}^d \times M \rightarrow \mathbb{R}$ tal que

$$h(x, \varphi) = \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x})$$

para $B \in \mathcal{B}^d$ acotado.

- Se quiere evaluar la cantidad media de puntos en B cuyo vecino más cercano está a más de r , es decir:

$$E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) = \lambda \int \sum_{x \in \varphi \cap B} \mathbf{1}_Y(\varphi) P_0(d\varphi) = \lambda \nu_d(B) P_0(Y)$$

- Esto inspira la definición de Matthes:

$$\begin{aligned} P_0(Y) &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} \int \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x}) P(d\varphi) \\ &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} E \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\Phi_{-x}) \Phi(dx) \end{aligned}$$

Distribución Palm - Introducción Informal

- Consideremos el siguiente caso particular:

$Y = \{\varphi : \varphi(B(0, r)) = 1\}$ y la función $h : \mathbb{R}^d \times M \rightarrow \mathbb{R}$ tal que

$$h(x, \varphi) = \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x})$$

para $B \in \mathcal{B}^d$ acotado.

- Se quiere evaluar la cantidad media de puntos en B cuyo vecino más cercano está a más de r , es decir:

$$E \left(\sum_{x \in \Phi} h(x, \Phi) \right) = \lambda \int \sum_{x \in \varphi \cap B} \mathbf{1}_Y(\varphi) P_0(d\varphi) = \lambda \nu_d(B) P_0(Y)$$

- Esto inspira la definición de Matthes:

$$\begin{aligned} P_0(Y) &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} \int \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x}) P(d\varphi) \\ &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} E \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\Phi_{-x}) \Phi(dx) \end{aligned}$$

Distribución Palm - Definición de Matthes

$$\begin{aligned} P_0(Y) &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} \int \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x}) P(d\varphi) \\ &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} E \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\Phi_{-x}) \Phi(dx) \end{aligned}$$

Distribución Palm - Definición de Matthes

$$\begin{aligned} P_0(Y) &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} \int \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x}) P(d\varphi) \\ &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} E \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\Phi_{-x}) \Phi(dx) \end{aligned}$$

- Observar que lo anterior no depende de B

Distribución Palm - Definición de Matthes

$$\begin{aligned} P_0(Y) &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} \int \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\varphi_{-x}) P(d\varphi) \\ &= \frac{1}{\lambda \nu_d(B)} E \int \mathbf{1}_B(x) \mathbf{1}_Y(\Phi_{-x}) \Phi(dx) \end{aligned}$$

- Observar que lo anterior no depende de B
- Si $Y = \{\varphi : 0 \in \varphi\}$ entonces resulta que:

$$P_0(Y) = P(\Phi \in Y || 0) = 1$$

bajo la probabilidad Palm siempre hay un punto en el origen.

Fórmula de Inversión

Como se relaciona P_0 con P :

$$\begin{aligned} P(\Phi(B) = k) &= E(\mathbf{1}_{\Phi(B)=k}) = \frac{1}{k} E\left(\sum_{x \in \Phi \cap B} \mathbf{1}_{\{\Phi(B)=k\}}\right) \\ &= \frac{1}{k} E\left(\sum_{x \in \Phi} \mathbf{1}_B \mathbf{1}_{\{\Phi(B)=k\}}\right) \\ &= \frac{\lambda}{k} \int \int \mathbf{1}_B \mathbf{1}_{\{\Phi_x(B)=k\}} P_0(d\varphi) dx \\ &= \frac{\lambda}{k} \int_B P_0(\Phi_x(B) = k) dx \end{aligned}$$

Fórmula de Inversión

Como se relaciona P_0 con P :

$$\begin{aligned} P(\Phi(B) = k) &= E(\mathbf{1}_{\Phi(B)=k}) = \frac{1}{k} E\left(\sum_{x \in \Phi \cap B} \mathbf{1}_{\{\Phi(B)=k\}}\right) \\ &= \frac{1}{k} E\left(\sum_{x \in \Phi} \mathbf{1}_B \mathbf{1}_{\{\Phi(B)=k\}}\right) \\ &= \frac{\lambda}{k} \int \int \mathbf{1}_B \mathbf{1}_{\{\Phi_x(B)=k\}} P_0(d\varphi) dx \\ &= \frac{\lambda}{k} \int_B P_0(\Phi_x(B) = k) dx \end{aligned}$$

Hay versiones más generales de esta fórmula (por ejemplo considerando los mosaicos de voronoi)