

ANÁLISIS ESPACIAL DE LOS INCENDIOS FORESTALES REGISTRADOS EN GALICIA EN 2006.

Isabel Fuentes Santos¹, Wenceslao González Manteiga¹ y Manuel F. Marey Pérez²

1 Departamento de Estadística e Investigación Operativa. Universidade de Santiago de Compostela.

2 Departamento de Ingeniería Agroforestal, Escola Politécnica Superior, Campus de Lugo, Universidade de Santiago de Compostela.

RESUMEN

Los incendios forestales son la principal amenaza medioambiental a la que se ha enfrentado Galicia en las últimas décadas. En este trabajo se aplican distintas técnicas de análisis e inferencia desarrolladas recientemente en el estudio de los procesos puntuales espaciales con el fin de caracterizar la distribución espacial de los incendios registrados en Galicia en 2006, un año fuertemente castigado por el fuego.

Palabras y frases clave: procesos puntuales espaciales, estacionariedad, K-función, incendios forestales.

1. INTRODUCCIÓN

Los procesos puntuales espaciales aparecen en una gran variedad de campos, como son epidemiología, sismología, geografía o ecología (Diggle, 2003).

Los incendios forestales suponen uno de los principales problemas medioambientales a los que se enfrenta la sociedad actual. En particular, en Galicia el fuego es la principal causa de destrucción de los bosques. El objetivo de este trabajo es utilizar la metodología estadística desarrollada recientemente en el análisis de procesos puntuales espaciales para modelar el comportamiento de los incendios forestales, información que puede ser de gran valor en la elaboración de planes de prevención y lucha contra el fuego. En 2006 se registraron 6904 incendios forestales en Galicia, de los que 5090 (74%) fueron intencionados, y se quemó el 25% de la superficie afectada por incendios forestales en el periodo 1999-2008.

En la sección 2 se presentan las técnicas de contraste y estimación utilizadas. A continuación, se muestran los resultados correspondientes al análisis de los incendios forestales registrados en Galicia en 2006. Por último se presentan las conclusiones del estudio y futuras líneas de investigación. Este trabajo se ha llevado a cabo con la ayuda del paquete Spatstat de R (Baddeley, A. & Turner, R. 2005).

2. METODOLOGÍA

Un proceso puntual espacial es un proceso estocástico que determina la posición de un conjunto de eventos $\{x_i; i=1, \dots, n\}$ en una región acotada $A \subset R^2$ (Diggle 2003). Si cada evento tiene medidas o marcas asociadas, estamos ante un proceso puntual con marcas. Un proceso puntual está caracterizado por la probabilidad de encontrar N eventos en A , $P(N(A) = N)$, donde $N(A) = \#(x_i \in A)$, y por las características de primer y segundo orden. La intensidad (de primer orden), $\lambda(x)$, $x \in A$, es el análogo a la media en procesos estocásticos con valores reales. Las características de segundo orden, que se basan en el análisis de pares de eventos, describen la estructura espacial del proceso. Aunque se han desarrollado diversas características de segundo orden para procesos puntuales (Diggle, 2003), nos centraremos en la función de segundo momento reducida o K-función (Ripley, 1977), que mide el número esperado de eventos observados a distancia menor que r de un

evento arbitrario x . El proceso puntual es estacionario e isotrópico si para cualquier entero m y subregiones $\{A_i; i=1, \dots, m\}$ la distribución conjunta de $N(A_1), \dots, N(A_m)$ es invariante bajo traslación o rotación de las A_i , respectivamente.

El primer paso en el análisis de un proceso puntual espacial es contrastar la hipótesis de aleatoriedad espacial completa CSR (complete spatial randomness), bajo esta hipótesis el patrón observado es una realización de un proceso homogéneo de Poisson, que está caracterizado por dos hipótesis: (i) el número esperado de eventos (incendios) en la región plana A con área $|A|$ tiene distribución de Poisson con parámetro $\lambda|A|$, y (ii) dados n eventos $\{x_i\}_{i=1, \dots, n}$ en A , estos son una muestra aleatoria de la distribución uniforme en A . La constante λ en (i) es la intensidad del proceso, o número esperado de eventos por unidad de área (homogeneidad). Según (ii) no hay interacción entre eventos (Poisson). Esta propiedad actúa como hipótesis intermedia entre procesos agregados y regulares.

En este trabajo se ha contrastado la hipótesis de estacionariedad mediante la medida de inhomogeneidad propuesta por Comas et al. (2009):

$$\hat{S} = \int_A |\hat{\lambda} - \hat{\lambda}(x)| dx \quad (1)$$

donde $\hat{\lambda} = N/A$ y $\hat{\lambda}(x)$ es un estimador adecuado de la intensidad del patrón observado, en este caso se ha aplicado el estimador núcleo de la intensidad (Diggle, 1985):

$$\hat{\lambda}_h(x) = \frac{1}{p_h(x)} \sum_{i=1}^n k_h(x - X_i) = \frac{1}{p_h(x) h^2} \sum_{i=1}^n k((x - X_i)/h) \quad (2)$$

donde k es la función núcleo, h el parámetro de suavizado y $p_h(x) = \int_A h^2 k((x-u)/h) du$ el corrector de efecto frontera. La ventana se ha seleccionado a partir de la estimación bootstrap del MISE siguiendo el método propuesto por Cowling, Hall y Philips (1996) para procesos puntuales en R .

La estructura de segundo orden del patrón observado ha sido caracterizada por el estimador de la K-función inhomogénea (Baddeley et al. 2000):

$$\hat{K}_{inhom}(r) = \frac{1}{|A|} \sum_{x_i \in X \cap A} \sum_{x_j \in (X \cap A) \setminus \{x_i\}} \frac{I(\|x_i - x_j\| \leq r)}{\hat{\lambda}(x_i) \hat{\lambda}(x_j) w_{ij}} \quad (3)$$

donde w_{ij} es el factor de corrección de frontera. En concreto, se ha aplicado un test de Monte-Carlo basado en la L-función inhomogénea $L_{inhom}(r) = \sqrt{K_{inhom}(r)/\pi}$ para contrastar la hipótesis de independencia, por ser más sencilla su interpretación, dado que para un proceso de Poisson $L_{inhom}(r) = r$. El test de Monte Carlo aplicado consiste en (i) estimar la L-función del diseño observado $\hat{L}_{inhom}(r)$ (ii) simular B procesos inhomogéneos de Poisson con intensidad $\hat{\lambda}_h(x)$ y estimar las L-funciones inhomogéneas correspondientes. (iii) definir las envolturas superior e inferior de las simulaciones como el máximo y el mínimo de las B L-funciones. (iv) valores de la L-función empírica mayores que la envoltura superior o menores que la inferior indican, respectivamente, diseño agregado o regular.

La base de datos de incendios es un proceso puntual marcado por la causa del incendio y el área quemada. La interacción espacial entre dos tipos de eventos sucede cuando los eventos de distintos tipos aparecen más próximos o alejados de lo que se espera cuando ambos procesos son independientes. La estructura de segundo orden de un proceso puntual bivalente está caracterizada por la K-cross, que bajo homogeneidad se define como:

$$K_{ij}(r) = \lambda_j^{-1} E[\text{eventos de tipo } j \text{ a una distancia menor que } r \text{ de un evento de tipo } i \text{ arbitrario}] \quad (4)$$

si el proceso no es homogéneo se define la K-cross inhomogénea de modo análogo al caso univariante. Cuando no hay interacción entre los dos tipos de eventos se verifica que $K_{ij}(r) = \pi r^2$ independientemente del diseño marginal de cada uno de los procesos. Por tanto la independencia entre tipos de eventos se puede contrastar con un test de Monte-Carlo basado en la L-cross inhomogénea. Para analizar la dependencia espacial entre incendios producidos en semanas consecutivas, se ha utilizado el L-índice (Genton et al., 2006), que permite presentar en el mismo gráfico varios pares de patrones. El L-índice es una aproximación del área entre $\hat{L}_{ij}(r)$ y la línea de

referencia, esto es $L_{ij}(r) = r$ que se obtiene sumando $\hat{L}_{ij}(r) - r$, para distancias no demasiado grandes, en este caso se ha tomado r hasta 10 km.

Se han calculado los L-índices y sus correspondientes envolturas suponiendo tanto homogeneidad como intensidad variable en cada uno de los procesos marginales. Si suponemos que ambos procesos son homogéneos de Poisson, se estiman las intensidades marginales $\hat{\lambda}_i$ y $\hat{\lambda}_j$, se simula un proceso de Poisson para cada una de las intensidades. Los puntos simulados con $\hat{\lambda}_i$ se etiquetan con la marca i y los simulados con $\hat{\lambda}_j$ con la marca j . Estos dos conjuntos de puntos se combinan para generar un único proceso. Se repite este procedimiento B veces y se calcula $\hat{L}_{ij,k}(r)$ para cada simulación, el máximo y el mínimo de las B $\hat{L}_{ij,k}(t)$ serán, respectivamente, la envoltura superior e inferior. Por último, para cada par de patrones, se calculan los L-índices correspondientes a la L-cross estimada y los límites determinados por las envolturas. L-índices observados mayores que el límite superior y por debajo del inferior indican, respectivamente, interacción positiva y negativa entre los patrones analizados.

3. RESULTADOS

La base de datos analizada corresponde al patrón espacial de los puntos de ignición de los incendios forestales registrados en Galicia en 2006, marcados por su causa (intencionados, causa natural, negligencia, reproducción y causa desconocida) y la superficie quemada (pequeños, $S < 1$ ha; medianos, $1\text{ha} \leq S < 25$ ha) y grandes ($S \geq 25$ ha).

Para contrastar la estacionariedad del patrón espacial correspondiente al total de incendios y los diseños definidos por su causa y la superficie quemada se ha comparado el valor máximo ($\hat{S}_{\max}$) de $\{\hat{S}_b^*, b = 1, \dots, B\}$, para $B=20$ realizaciones de un proceso de Poisson homogéneo con el mismo número de eventos que el patrón observado, con el valor del estadístico para el patrón observado $\hat{S}_{\text{obs}}$. Cuando $\hat{S}_{\text{obs}} > \hat{S}_{\max}$, se rechaza la hipótesis de homogeneidad. Los resultados de estos tests (tabla 1) indican que no podemos suponer homogeneidad en ninguno de los patrones analizados. El estimador núcleo de la intensidad para los incendios clasificados por su causa, confirman la importancia de los incendios intencionados en Galicia y muestran que la costa oeste de la comunidad fue la zona más afectada por los incendios en 2006, excepto para los incendios naturales que son más frecuentes en el este.

Tabla 1: Test de estacionariedad para los incendios registrados en 2006.

	Total	Causa				Superficie quemada			
		Intenc.	Natural	Neg.	Rep.	Desc.	Pequeño	Mediano	Grande
Nº Incendios	6904	5090	120	400	475	819	4800	1767	337
$\hat{S}_{\text{obs}}$	3575.36	2889.50	28.87	188.83	388.79	310.89	2672.28	699.74	237.63
$\hat{S}_{\max}$	360.18	282.78	21.78	57.23	67.46	83.19	298.71	136.35	52.43

En la figura 2 se muestran algunos de los tests de independencia aplicados, en todos ellos se han realizado $B=100$ simulaciones de la hipótesis nula. El L-test inhomogéneo (figura 2, arriba y centro) muestra mayor evidencia de un patrón agregado para incendios intencionados que para incendios naturales, donde se obtiene un radio de interacción de 5 km. El test basado en la L-cross inhomogénea aplicado para contrastar la independencia entre incendios pequeños ($S < 1$ ha) y grandes ($S \geq 25$ ha) muestra evidencias de agregación con un radio de interacción de 6 km.

Por último se ha contrastado la interacción espacial entre incendios en semanas consecutivas y alternas. Ambos gráficos de L-índices muestran interacción positiva entre los puntos de ignición cuando se supone homogeneidad. Mientras que bajo inhomogeneidad los L-índices indican interacción positiva en semanas consecutivas e independencia para semanas alternas. Este último resultado muestra como la aplicación de tests homogéneos a patrones no estacionarios nos puede llevar a sobreestimar la interacción entre eventos.

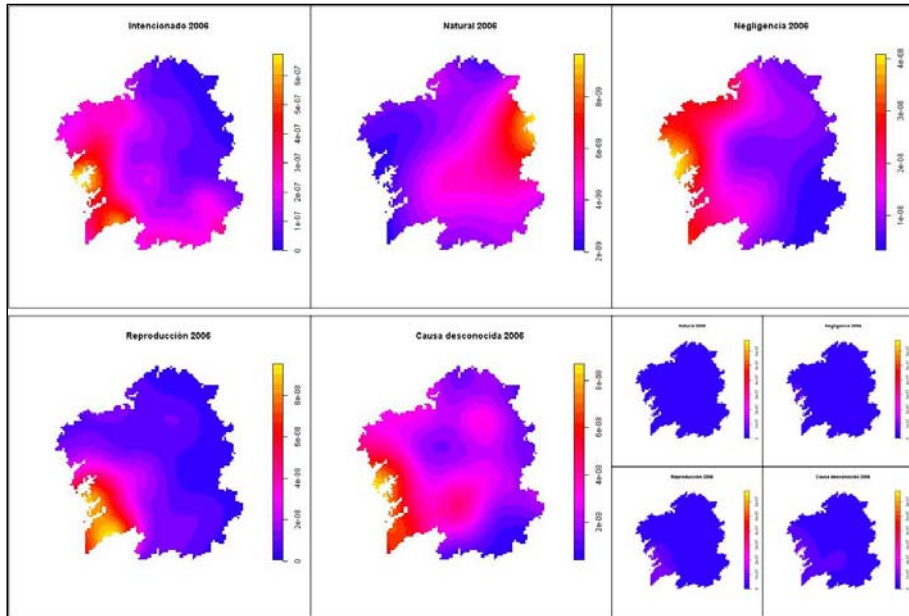


Figura 1: Estimador no paramétrico de la intensidad para los incendios registrados en Galicia en 2006 clasificados por causa. Esquina inferior derecha: comparación entre incendios intencionados y el resto de causas.

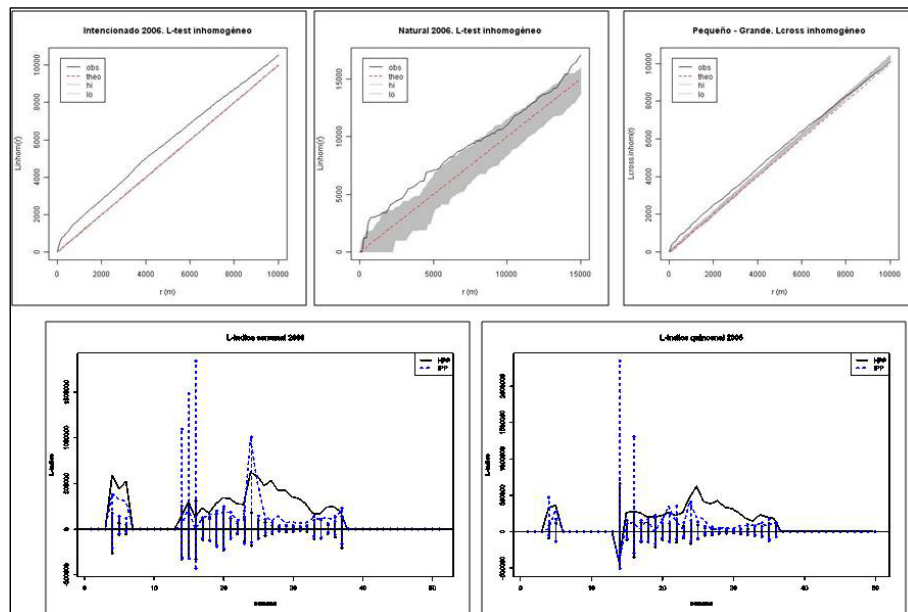


Figura 2: Análisis de segundo orden. Arriba: L-test inhomogéneo incendios intencionados (izqda); L-test inhomogéneo para incendios naturales (centro); L-cross incendios pequeños-grandes (derecha). Abajo: L-índice para semanas consecutivas y alternas.

3. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha visto la utilidad de las técnicas de análisis de procesos puntuales espaciales en el estudio de la distribución espacial de los incendios forestales.

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos, el siguiente paso en este estudio será incluir covariables tanto meteorológicas como socioeconómicas en la estimación de la intensidad de primer orden y, en caso de seguir observando dependencia espacial entre eventos, introducir un modelo con interacciones.

Por último, dado que se conoce la fecha de inicio de cada incendio, y que los gráficos de los L-índices muestran cierta estacionalidad, se puede considerar el patrón puntual espacio-temporal determinado por la localización espacial y fecha de cada ignición, aplicar un contraste de separabilidad y ajustar un modelo espacio-temporal.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido cofinanciado por el Ministerio de Ciencia e Innovación (MTM2008-03010) Metodologías y aplicaciones en estadística semiparamétrica, funcional y espacio-temporal, autores 1 y 2, y por la Dirección Xeral de Montes da Consellería de Medio Rural, autor 3.

REFERENCIAS

Baddeley A.J., Møller J, Waagepetersen R (2000) Non and semi- parametric estimation of interactions in inhomogeneous point patterns. *Statistica Neerlandica*, 54, 329-50.

Comas, C., Palahi, M., Pukkala, T., Mateu, J. (2009). Characterising forest spatial structure through inhomogeneous second order characteristics. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 23 (3), 387-397

Cowling, A., Hall, P. and Phillips, M.J. (1996). Bootstrap confidence regions for the intensity of a Poisson point process, *J. Amer. Statist. Assoc.* 91, 1516–1524.

Diggle P.J. (2003). *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*. Oxford University Press.

Genton M.G., Butry D.T., Gumpertz M.L., Prestemon, JP (2006) Spatio-temporal analysis of wildfire ignitions in the St Johns River Water Management District, Florida. *International Journal of Wildland Fire* 15, 87-97.

Ripley B.D. (1977) Modelling spatial patterns (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society B* 39, 172