

Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

APORTACIONES AL CÁLCULO DE LA DISTANCIA DE DETECCIÓN DE HUMOS DE LAS TORRES DE VIGILANCIA DE INCENDIOS FORESTALES

DEL RÍO, J.¹, MOMPÍN, M. T.², GARCÍA, J. A.¹ (1)Delegación Territorial de Valladolid. Servicio Territorial de Medio Ambiente Duque de la Vitoria, 5. 47001 Valladolid, España. (2) Consejería de Medio Ambiente. Dirección General del Medio Natural Rigoberto Cortejoso, 14. 47014 Valladolid, España. <u>riosanjo@jcyl.es; momalvte@jcyl.es; garcorju@jcyl.es</u>

RESUMEN

El presente trabajo profundiza en el método de obtención de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales. Emplea en primer lugar un método estocástico basado en valores extremos que recurre a la ley de Gumbel, para a continuación desarrollar un modelo geoestadístico que permite integrar espacialmente esta información, teniendo en cuenta la anisotropía, en un mapa de probabilidades de detección.

Palabras clave: Geografía, visibilidad, geoestadística, valores extremos, incendios forestales.

CONTRIBUTIONS TO COMPUTE SMOKE DETECTION DISTANCE OF FOREST FIRES FROM GROUND OBSERVATORIES

ABSTRACT

The present work provides an insight into the method of obtaining the radius of detection of smokes from forest fires surveillance towers. First, we use a statistical method based on extreme values that applies to Gumbel's law. Then, a geostatistical model that allows spatial integration of this information is developed. It considers the effect of the anisotropy within a novel map of detection probabilities.

Keywords: Geography, visibility, geostatistical analyst, extreme values, forest fires.



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

1. Introducción

La distancia de detección es la distancia reducida máxima a la que es posible visar un humo por un observador humano desde una torre de detección terrestre fija de incendios forestales. Analizar la bondad visual de una torre o evaluar el grado de recubrimiento de la red requiere conocer previamente el valor de esta variable.

Es frecuente encontrar modelos de visibilidad que emplean valores teóricos o bibliográficos de distancia de detección de 10 km para terrenos accidentados, 20 km para terrenos llanos (Ruiz, 2000) ó 50 km. Recientes trabajos aconsejan la obtención de valores empíricos que se acerquen en mayor mediada a las condiciones reales. Los datos obtenidos por estos estudios realizados en diversos países y recopilados por Rego *et al.* (2004) establecen un amplio rango de valores para esta variable que oscila entre los 6 y los 40 km (Brown y Davis, 1973; Davis *et al.*, 1959: Chandler *et al.*, 1983; Ruiz, 2000; FAO, 2001). Catry *et al.* (2004) obtuvieron para 207 torres portuguesas en el año 2001 un rango de 22 a 35 km. Para la totalidad de las torres que integran la red portuguesa de detección Rego y Catry (2006) han obtenido valores de 13.4 km en condiciones pobres de visibilidad y 20.6 km en buenas condiciones. Davis *et al.* (1959) obtuvieron valores de 9 a 18 km en lugares afectados por la densidad de población y la actividad industrial.

Las causas que influyen en la existencia de este amplio abanico de radios de detección, incluso en una misma localización, son prolijas y no siempre fáciles de determinar analíticamente. Están condicionadas por las características espaciales del lugar donde está emplazada la torre y por la variabilidad temporal de la visibilidad. Diversos autores apuntan a las condiciones atmosféricas (orientación del sol y franja horaria), fenómenos meteorológicos (calima, niebla), características topográficas (rugosidad del terreno, distancia al litoral o continentalidad), y la contaminación visual de origen antropogénico ligadas a la densidad de población y presencia de infraestructuras (luminosidad, movimiento de vehículos, iluminación artificial) como el principal elenco de factores responsables de esta incertidumbre, aunque no los únicos (Rego *et al.*, 2004). Su consecuencia inmediata es poner en duda la importación de datos de otras localizaciones geográficas distintas a las zonas objeto de estudio y según Franklin, la necesidad de acudir a modelos estadísticos para concretar su cuantía.

Este rápido repaso a los conocimientos aportados hasta la fecha, nos permite apuntar la existencia de una condición visual del territorio Vt en un punto o lugar concreto definido por sus coordenadas planimétricas y altimétricas. Vt mide el valor o utilidad del lugar, su posición estratégica en términos de visibilidad. Está formada por un trinomio de factores: las características topográficas Ct (fisiográficas, continentalidad), las condiciones climatológicas Cc y la contaminación visual de origen antrópico Cv. Estas dos últimas se pueden expresar como un valor de reducción, menor de la unidad, del primer factor.

$$Vt = (Ct \cdot Cc \cdot Cv) (1)$$

La aproximación propuesta en la ecuación (1) para la configuración visual del territorio Vt, se obtiene como fusión de los factores descritos por Buk (1938) Bruce (1941), Chandler *et al.* (1983), FAO (2001). Está vinculada al lugar y es descriptiva de la geografía visual de la posición.

Revista Internacional de Ciencia y Tecnología de la Información Geográfica



International Review of Geographical Information Science and Technology

Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

No es posible, a día de hoy, calcular de forma sencilla el efecto que produce cada factor. Sin embargo es útil para establecer un marco conceptual de cómo se define la configuración visual, cuyo principal lectura es, según Franklin y Rai (1994), que los emplazamientos más elevados no son necesariamente los lugares que ofrecen mayor visibilidad.

Hay una serie de cuestiones metodológicas que es importante tener presente. La condición visual es extremadamente sensible a la resolución y a los errores de planimetría y altimetría de los datos disponibles sobre el terreno, tanto en lo concerniente a la utilización de modelos digitales de elevaciones como a los algoritmos de cálculo (Franklin, 2000; Cheng y Shih, 1998). En estas condiciones, De Florinai y Magillo (2003) apuntan, que en el estado actual de conocimiento, es necesario un acercamiento probabilístico al fenómeno. Moet *et al.* (2005) demuestran en el caso concreto de las torres de vigilancia de incendios la existencia de condiciones de visibilidad parcial, que hacen del acercamiento discreto al problema de la visibilidad un área emergente de estudio.

Hasta la fecha y a la vista de los resultados obtenidos por los trabajos enunciados en los párrafos anteriores, los esfuerzos de mayor éxito desarrollados para conocer el valor real del distancia de detección han abandonado, en gran medida, la pionera aproximación analítica comenzada por Buk (1938) y Bruce (1941), que adoptan la forma propuesta en la ecuación (1) o la construcción de nomogramas. La doctrina imperante se basa en abordar el problema a través de enfoques estadísticos que parten de una serie de datos sobre las distancias de detección. Los procedimientos empleados en esta línea de trabajo se pueden clasificar en dos grandes familias metodológicas.

- La primera de ellas busca una distancia límite o máxima donde se produce la detección, plantea una distancia de detección fija y constante sobre la que desarrollar los modelos de visibilidad. Supone una probabilidad constante de la detección en función de la distancia.
- La segunda metodología desarrollada en profundidad por los trabajos de Rego *et al.* (2004) y Rego y Catry (2006), basados en los estudios de muestreo de distancias efectuados por Thomas *et al.* (2002), han superado claramente a la anterior. Aunque más compleja en su cálculo, permite obtener resultados más cercanos al fenómeno de la detección. Se basa en un enfoque estocástico que describe la distancia de detección de una red mediante una ley de probabilidades decreciente con la distancia de detección (Catry *et al.*, 2004), aunque de valor constante en todas las direcciones de visión consideradas.

Sin embargo estos esfuerzos pueden completarse de cara a describir la variable con mayor profundidad planteando las siguientes hipótesis adicionales que vamos a desarrollar en el presente artículo.

a) La distancia de detección es característica de la posición de cada torre.

Es necesario conocer la distancia de detección de cada torre ya que existen variaciones locales en ubicaciones cercanas. El enfoque que abarca el estudio de la red completa o subredes agrupadas por algún factor clave tiene un importante valor de



caracterización de la misma pero no permiten conocer en detalle el funcionamiento de una torre. La ecuación 1 muestra las limitaciones de este tipo de aproximación.

b) La distancia de detección es una variable con una fuerte dependencia espacial.

El dominio probabilístico asociado a este variable tiene una traducción geográfica. Los modelos estadísticos clásicos enmascaran la correlación espacial de la variable que debe ser analizada estructuralmente mediante variogramas.

c) La distancia de detección no es constante en el espacio visible por una torre.

Fluctúa según la dirección analizada, es de esperar en principio un cierto grado de anisotropía espacial. Los modelos desarrollados hasta la fecha parten de la hipótesis de isotropía de las observaciones. Plantean un modelo probabilístico idéntico en todas las direcciones de observación desde una torre, lo que conlleva la elaboración de cartografías de líneas de iso-probabilidad circulares alejadas de las circunstancias geográficas reales observadas.

d) La distancia de detección es una variable de valores extremos

No se puede simplificar la naturaleza de la variable y considerar al dato obtenido con un comportamiento promedio para que sean admitidos modelos probabilísticos de análisis de conducta media de la variable. Es una variable de valores extremos, nos interesa conocer cual es la distancia máxima a la que puede producirse una detección y conocer que probabilidad tiene asociada, con que recurrencia se produce en el tiempo una determinada observación.

2. Zona de estudio y objetivo

Se han empleado los datos disponibles de la distancia de detección de las torres de vigilancia de incendios forestales de la provincia de Valladolid, (<u>figura 1</u>) durante el periodo 2003 a 2005 inclusive.

Los objetivos de este artículo son:

• Determinar la validez de las hipótesis planteadas para mejorar el conocimiento estadístico de la distancia de detección

Conocer la distribución espacial de la distancia de detección de las torres

• Establecer la distancia de detección máxima en función de la distancia a la que se producen al menos una de cada n detecciones.



3. Material y métodos

Se ha recopilado la distancia de detección de la serie de humos visados por las torres vallisoletanas durante el período 2003 a 2005 en las 12 torres. Sobre ellas se ha efectuado un ajuste al modelo de probabilidad de Gumbel (Martínez de Azagra y Navarro, 1996) para cada torre, para la red entera, para la subred situada en fisiográfica de campiña o de páramo y para la torre patrón o media provincial. Calculándose el error medio cuadrático del ajuste y comprobándose su validez mediante el test de Kolmogorov-Smirnof (tabla 1). Una vez estimada cada ley de probabilidades, se han obtenido las distancias características con una probabilidad prefijada (tabla 2).

A partir de la probabilidad obtenida para cada humo se ha diseñado el análisis estructural (<u>tabla 3</u>) y elaborado los correlogramas, covariogramas esféricos (<u>tabla 4</u>), con el fin de detectar la correlación espacial de la distancia de detección. Con esta información se ha efectuado la interpolación espacial de los mismos mediante el método de kriging-ordinario.

4. Resultados

4.1. Análisis estadístico

El ajuste a la distribución de Gumbel (<u>tabla 1</u>) ha resultado válido empleando el test de Kolmogorov-Sminorv (α =0,2) para todas las torres, para las subredes de fisiografía de campiña, y de páramo así como para el total de la red. Los errores medios cuadráticos hallados oscilan en el rango (0.0129,0.0679).

La probabilidad de detección decrece con la distancia (figura 2). En la tabla 2 se recoge el valor de la distancia en función de la probabilidad. Las detecciones muy frecuentes (0,75) se producen a los 11 km, las detecciones habituales (0,5) a los 17 km. y las detecciones remotas (0,10) a los 34 km. Todas las probabilidades presentan un coeficiente de variación semejante (figura 3), en torno al 33%, si bien en las detecciones cotidianas esta variabilidad se incrementa de manera pronunciada hasta el 50%.

Si se analizan las subredes (<u>figura 4</u>) se constatan comportamientos muy dispares. En la <u>figura 4</u>.a se observa como las torres de campiña presentan bajos coeficientes de variación de las distancias de detección para todo tipo de probabilidades mientras que esta variabilidad es netamente superior en el páramo. La diferencia según el dominio fisiográfico sigue una ley parabólica (<u>figura 4</u>b), siendo la diferencia más acusada a medida que aumenta la probabilidad de detección, asociada como se puede observar en la <u>figura 1</u> a distancias de detección cortas.

Cuando se analiza el comportamiento de cada torre se aprecian diferencias importantes entre ellas. En la <u>figura 5</u>a se observa como la probabilidad de detección habitual (50%) en las torres de páramo se produce en distancias muy variables comprendidas entre los 3 y los 26 km. Esta gran disparidad en el comportamiento de las torres de páramo es su característica más destacada. El caso más anómalo ocurre en la torre de Iscar con un comportamiento muy anómalo incluso para su posición fisiográfica que hace que las detecciones muy frecuentes se realicen a distancias próximas



geofocus

International Review of Geographical Information Science and Technology

Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

a 1 km. y que apenas alcance el 2% de probabilidad de detectar humos a 10 km. La observación de la gráfica permite diferenciar dos grupos de torres; el primero de ellos formado por Arenas, Santibáñez, Esguevillas y la Espina que se caracteriza por una probabilidad de detección que decrece lentamente con la distancia, radios de detección habituales (50%) se producen entre 20 a 25 km. que alcanza detecciones remotas (10%) en torno a los 40 a 50 km. El segundo grupo con torres menos dominantes está integrado por Mucientes, Carrascal, Pesquera en las que las detecciones habituales (50%) se producen a los 14 km. y detecciones remotas se sitúan entre los 28 y 35 km.

La probabilidad de detección habitual (50%) en las torres de campiña (<u>figura 5</u>b) se concentra en distancias relativamente bajas, en torno a 17 km. La probabilidad de detección decrece rápidamente con la distancia. En cuanto a los valores extremos existe una probabilidad de detección muy frecuente (80%) de hallar humos a distancias iguales o inferiores a 10 km, que se reduce drásticamente en el caso de probabilidades remotas (10%) al superar los 35 km. Las torres ubicadas en este dominio fisiográfico presentan un comportamiento muy semejante entre si. La mayor discrepancia se da entre Monteblanco y Mojados con una diferencia de apenas 5 km. para bajas probabilidades de detección cifradas en torno al 20%.

El análisis del periodo de retorno nos permite interpretar la probabilidad de detección en términos más amables y fijar una distancia de detección máxima en base a un criterio común que permita comparar homogéneamente las distintas torres (<u>tabla 2</u>). Una probabilidad de 0,50 se produce al menos cada dos detecciones (detecciones habituales), mientras que detecciones efectuadas con una baja probabilidad 0,01 sólo se producen una cada 100 detecciones (detecciones extremas). En la <u>figura 5</u>c, se aprecia como al menos una de cada 10 detecciones efectuadas por las torres que integran la subred de páramo alcanza distancias superiores a los 28 a 56 km. mientras que en campiña (<u>figura 5</u>d) estas detecciones se producen en un rango más concentrado en el rango de 30 a 35 km.

Agrupando las torres mediante un análisis de covarianza con respeto a la torre patrón (figura 6) se puede clasificar la disparidad en el alcance de las distancias de detección. Las torres de páramo vuelven a ser las más diferentes a la media provincial. Destacan La espina, Esguevillas e Iscar como torres con un comportamiento dispar en el alcance de la detección.

4.2. Análisis estructural

Los covariogramas ajustados (<u>tabla 3</u>) nos permiten explorar la distribución espacial de la distancia de detección por torre. Todas ellas han demostrado una dependencia espacial muy fuerte, sólo en Esguevillas y Mojados la varianza de la distancia de detección explicada por el espacio es ligeramente inferior (<u>figura 7</u>).

La condición visual del territorio que rodea a las torres produce un efecto de distinta intensidad sobre la distancias de detección. Las torres con covariogramas que presentan altas mesetas (La Espina, Pesquera. Santibáñez y Tordesillas) producen detecciones a distancias que tienen una acusada dependencia espacial. En estos casos existe una clara tendencia al agrupamiento de la distancia detección y a la existencia de un limite de origen espacial en el radio de detección. En el otro extremo Arenas, Olmedo y Mojados con las mesetas más reducidas, tienen un



comportamiento algo más independiente que el resto de las torres de la geografía que las rodea. Las condiciones de visibilidad de su territorio de acción son más heterogéneas y apuntan a que sobre su distancia de detección operan factores de naturaleza no espacial (<u>figura 8</u>).

La extensión del territorio con condiciones visuales similares se analiza a través del rango o alcance. El promedio para la red se sitúa a los 37 Km. con coeficientes de variación del 55%. Las torres de Santibáñez y La Espina son las que presentan zonas con mayor continuidad en los factores que operan sobre la condición visual de su radio de acción, con teselas grandes en torno a los 60-86 km. Esguevillas y Carrascal forman el segundo grupo, caracterizado con similitud espacial en valores que rondan los 45 km. El grupo más numeroso formado por las torres de Monteblanco, Mucientes, Arenas y Pesquera tiene zonas de similitud visual de menor extensión en torno a los 27-36 km Tordesillas, Olmedo y Mojados son el grupo con una extensión espacial de zonas similares mas atomizada con granos próximos a los 20 km. Sin embargo, si expresamos la distancia en términos de probabilidad (figura 9 a) gran parte de las torres tienen una continuidad espacial que cubre al menos las detecciones ocasionales. Solo se diferencia el grupo de Mojados, Olmedo y Tordesillas donde la continuidad espacial de las condiciones visuales solo alcanza a las detecciones habituales.

La anisotropía estudia la variabilidad de las condiciones visuales según la dirección de la detección considerada. La menor continuidad de condiciones visuales similares se produce a los 21 km. con un alto coeficiente de variación ente torres (88%). Santibáñez es la torre con mayor variabilidad en el tamaño de las zonas de detección similares con diferencia de 46 km. Arenas, Esguevillas y Carrascal forman el siguiente grupo con variabilidad de 22 a 29 km, La Espina, Monteblanco y Mucientes tienen una escasa variabilidad de 12 a 15 km y el grupo donde el efecto de la anisotropía es menor (entre 0 y 7 km) son Mojados, Olmedo, Pesquera y Tordesillas. Si expresamos la anisotropía en términos de probabilidad (figura 9 y figura 10) destaca Arenas donde se producen las mayores diferencias, del 90%, según la dirección de la detección considerada, frente al escaso 20% de las torres de Mojados, Olmedo, Pesquera y Tordesillas. La discrepancia del resto se sitúa en torno al 40%. La dirección dominante de la anisotropía se sitúa en el cuadrante Noreste en las torres de Tordesillas, Mucientes, Olmedo, Arenas, Carrascal, Santibáñez y Esguevillas y el cuadrante Noroeste en las torres de Monteblanco, La Espina, Mojados y Pesquera.

Si comparamos el número de observaciones que se produce como promedio en la serie de datos considerada en cada torre, con los periodos de retorno asociados a las probabilidades de detección definidas por los rangos máximos y mínimos de dependencia espacial, podemos explorar cada cuantas detecciones la condición visual del territorio afecta al comportamiento de la torre. En La Espina el número de detecciones efectuadas está por debajo del umbral del periodo de retorno mínimo, lo que significa que su comportamiento es aleatorio y no está sometido a las condiciones visuales que caracterizan al territorio que la rodea. En Monteblanco, Mucientes, Olmedo, Tordesillas, Mojados y Pesquera el número de detecciones encontradas es muy superior al periodo de retorno máximo lo que indica un comportamiento de la distancia de detección que sólo en parte es sensible a la condición visual de su zona de influencia. Arenas y Esguevillas son más sensibles al efecto del territorio, en Carrascal y Santibáñez las detecciones están totalmente condicionadas por las condiciones visuales de su territorio. Además, el numero de detecciones que se producen en condiciones anisotrópicas es muy alto en estas torres.



Esta fuerte asociación entre la distancia de detección y el espacio permite abordar de forma sólida la construcción de mapas de probabilidad de detección interpolando los radios de detección de los humos visados por cada torre.

6. Conclusiones

Las hipótesis empleadas han resultado adecuadas para estimar la distancia de detección minimizando el error medio cuadrático entre los valores observados y predichos. Los resultados obtenidos nos permiten abordar las siguientes conclusiones sobre la probabilidad, geografía y variabilidad local de la distancia de detección en las torres de la provincia de Valladolid.

6.1. Probabilidad de detección

6.1.1. Distancia de detección

Las distancias de detección se pueden expresar como una función de probabilidad decreciente con la distancia entre la torre y el humo visado. El valor de esta distancia varía sensiblemente con la frecuencia de detección considerada. Los rangos encontrados para el total de la red oscilan entre los 6,4 km. para localizaciones de humo cotidianas y 55,8 km. para detecciones remotas.

6.1.2. Valores extremos

La Ley de Gumbel permite crear un modelo de probabilidades teóricas consistente que considera todas las detecciones efectuadas por lo que incluye el efecto de detecciones remotas que se producen a largas distancias.

6.2. Geografía de la detección

6.2.1. Dependencia espacial

El carácter dominante de la posición fisiográfica de las torres está matizado por la condición visual de su ubicación. El estudio probabilístico y geoestadístico nos permite aseverar que al menos una de cada n-detecciones estará afectada por la condición visual. La condición visual del territorio influye en el valor de la distancia de detección. Las detecciones cotidianas se distribuyen de forma más homogénea en el espacio que las detecciones remotas.



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

6.2.2. Anisotropía

La dirección de la detección influye en el valor del radio de detección. La mayor variabilidad se produce en visuales septentrionales.

6.2.3. Posición fisiográfica

Las torres de campiña presentan mayor probabilidad de detección en distancias pequeñas donde concentran su actividad de detección de humos habituales y cotidianos mientras que las torres de páramo presentan distancias de detección amplias.

6.3. Variabilidad por torre.

6.3.1. Variabilidad local

Existen variaciones locales en las distancias de detección que se hacen más significativas a medida que disminuye la probabilidad. El efecto de la condición visual del territorio es más acentuado en largas distancias

6.3.2. Variabilidad probabilística

La distancia de detección y su distribución probabilística es una característica específica de cada torre. No puede emplearse una distancia de detección constante e igual para todas las torres en los estudio de visibilidad y recubrimiento de redes de detección, ya que se estarían comparado eventos con distinta frecuencia de ocurrencia. Los estudios de esta índole deben enfocarse a fijar una probabilidad común y traducirlo después a la distancia concreta que caracterice a cada emplazamiento.

Referencias bibliográficas

Brown, A.A. y Davis, K.P. (1973): Forest fire. Control and use, New York, Mac Graw Hill.

Bruce, H.D. (1941): "Theoretical analysis of smoke-column visibility". *Journal of Agricultural Research*, 62, 3, pp. 161-178.

Buck, C.C., (1938): "Actors influencing the discovery of forest fires by lookout observers", *Journal of Agricultural Research*, 56, 4, pp. 259-268.

Catry, F.X., Almeida, R.M. y Rego, F.C. (2004): "Produção de cartografia de visibilidades para Portugal Continental. A importância da sua utilização na vigilância contra incêndios florestais", *Silva Lusitana*, 12, 2, pp. 227-241.

Chandler, C., Cheney, P., Thomas, P., Trabaud, L. y Williams, D. (1983): "Detection" en: *Fire in forestry. Forest fire management and organization.* New York John, Wiley & Sons, Inc, pp. 69-73.

Revista Internacional de Ciencia y Tecnología de la Información Geográfica



International Review of Geographical Information Science and Technology

Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

Cheng, C.P., y T.Y. Shih, (1998): "The variation of viewshed analysis result caused by different implementations", *Proceedings of the 19th Asian Conference on Remote Sensing*, Nov. 16-20, Manila, Philippines, R-9-1, R-9-6.

Davis, K.P., Byram, G.M. y Krumm, W.R. (1959): Forest fire. Control and use, New York, John Wiley & Sons, Inc.

De Floriani, L. y Magillo, P. (2003): "Algorithms for visibility computation on terrains: a survey", *Environment and Planning B - Planning and Design*, 30, 5, pp. 709-728.

Franklin, W.M. y Ray, C. (1994): "Higher isn't necessarily better: Visibility algorithms and experiments". En T. C. Waugh and R. G. Healey, (Ed), *Advances in GIS Research: Sixth International Symposium on Spatial Data Handling*, Edinburgh, pp. 751-770.

Franklin, W.M., (2000): "Approximating visibility", *Proceedings of the 1st International Conference on Geographic Information Science*, 28-31 October, Savannah, Georgia, USA.

FAO, (2001): "Cap 6.1. Deteccion" en *Guide Technique International Protection des foret contre l'índencie. Fuches techniques pour les pays du basin Mediterranean*, Roma, Food and Agriculture Organization of the United Nations, pp. 71-76.

Martínez de Azagra A. y Navarro Hevia J. (1996): "Tema 4. Análisis estadístico de aguaceros" en *Hidrologia Forestal*, Valladolid, Universidad de Valladolid. pp. 103-134.

Moet, E.J., Kreveld, M.J. van, y Oostrum, R.W. van (2005): "Region intervisibility in terrains". *UU-CS (Int. rep. 2005-028).* Institute of information and computing sciences, Utrecht university

Rego, A. y Catry, A. (2006): "Modelling the effects of distance on the probability of fire detection from lookouts", *International Journal of Wildland Fire*, 15,2, pp. 197–202.

Rego, F.C., Catry, F.X., Maia, M.J., Santos, T.A., Gravato, A., Castro, I.C., Moreira, F.O., Pinto, P.R. y Almeida, J. (2004): "Analysis of the National Lookout Towers Network". *Project Final Report*. Portugal, CEABN/ADISA – INESC/INOVAÇÃO. COTEC. pp. 13-20, 37-42, 49-51.

Ruiz, E.M. (2000): "Detección". En Vélez, R. (Ed.): La defensa contra incendios forestales. Fundamentos y experiencias, Madrid, McGraw-Hill, pp. 17.1-17.9.

Thomas, L. et al., (2002): "Distance sampling". In: A.H.E.-S.a.W.W. Piegorsch (Editor), *Encyclopedia of Environmetrics*. Chichester, John Wiley & Sons, Ltd, pp. 544–552.



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

TABLAS

Tabla 1. Parámetros y validez del ajuste de las leyes de distribución de Gumbel de las distancia de detección de las torres de vigilancia de incendios de la provincia de Valladolid.

| Dominio | | MEDIA | | | | | D. MAX | | |
|--------------|-------------|----------|----------|--------------|----------|-------|---------|--------|------|
| fisiográfico | TORRE | (m) | σ (m) | α (m-1) | μ (m) | D.MAX | TEORICO | EMC | Ν |
| Páramo | ARENAS | 20674.73 | 8544.04 | 0.0001501105 | 16829.56 | 0.099 | 0.147 | 0.0515 | 53 |
| Páramo | CARRASCAL | 16024.23 | 9768.00 | 0.0001313011 | 11628.23 | 0.101 | 0.133 | 0.0451 | 65 |
| Páramo | ESGUEVILLAS | 23695.64 | 13226.79 | 0.0000969661 | 17743.05 | 0.124 | 0.163 | 0.0495 | 43 |
| Páramo | ISCAR | 3467.32 | 2575.83 | 0.0004979177 | 2308.09 | 0.140 | 0.378 | 0.0695 | 8 |
| Páramo | LA ESPINA | 29435.33 | 20990.26 | 0.0000611021 | 19988.85 | 0.125 | 0.167 | 0.0679 | 40 |
| Campiña | MOJADOS | 20532.05 | 12608.42 | 0.0001017217 | 14857.75 | 0.090 | 0.103 | 0.0364 | 107 |
| Campiña | MONTEBLANCO | 17555.37 | 10329.12 | 0.0001241684 | 12906.84 | 0.065 | 0.069 | 0.0262 | 238 |
| Páramo | MUCIENTES | 17683.38 | 11810.69 | 0.0001085923 | 12368.09 | 0.138 | 0.140 | 0.0505 | 58 |
| Campiña | OLMEDO | 19615.30 | 10951.22 | 0.0001171148 | 14686.80 | 0.089 | 0.096 | 0.0314 | 125 |
| Páramo | PESQUERA | 15285.37 | 11799.68 | 0.0001086936 | 9975.03 | 0.114 | 0.131 | 0.0590 | 67 |
| Páramo | SANTIBAÑEZ | 19727.27 | 16538.65 | 0.0000775487 | 12284.21 | 0.129 | 0.245 | 0.0645 | 19 |
| Campiña | TORDESILLAS | 21865.35 | 13196.03 | 0.0000971921 | 15926.59 | 0.071 | 0.079 | 0.0307 | 185 |
| Dominio | Campiña | 19569.83 | 11483.42 | 0.0001116871 | 14401.82 | 0.030 | 0.042 | 0.0129 | 655 |
| fisiográfico | Paramo | 18508.74 | 12013.05 | 0.0001067631 | 13102.38 | 0.049 | 0.057 | 0.0266 | 353 |
| | Red | 19211.19 | 11666.30 | 0.0001099363 | 13960.88 | 0.033 | 0.034 | 0.0166 | 1008 |

Fte. Elaboración propia

Tabla 2. Distancia de detección en función de la probabilidad de detección

| | | Probabilidad de detección | | | | | |
|----------------------|-------------|---------------------------|-----------|--------------|--------------|-----------|-----------|
| | | | | Poco | | Muy | |
| | | Remota | Ocasional | habitual | Habitual | habitual | Cotidiana |
| | | 0,01 | 0,10 | 0,25 | 0,50 | 0,75 | 0,90 |
| | | | Período | de retorno (| número de | visuales) | |
| | | 100 | 10 | 4 | 2 | | |
| Dominio fisiográfico | Torre | | D | istancia de | detección (r | n) | |
| Páramo | ARENAS | 47475 | 31821 | 25129 | 19271 | 14654 | 11273 |
| Páramo | CARRASCAL | 46663 | 28767 | 21117 | 14420 | 9141 | 5276 |
| Páramo | ESGUEVILLAS | 65184 | 40951 | 30592 | 21523 | 14375 | 9142 |
| Páramo | ISCAR | 11547 | 6828 | 4810 | 3044 | 1652 | 633 |
| Páramo | LA ESPINA | 95275 | 56818 | 40379 | 25987 | 14643 | 6339 |
| Campiña | MOJADOS | 60081 | 36981 | 27106 | 18461 | 11647 | 6659 |
| Campiña | MONTEBLANCO | 49955 | 31030 | 22941 | 15859 | 10276 | 6190 |
| Páramo | MUCIENTES | 54730 | 33091 | 23841 | 15743 | 9360 | 4688 |
| Campiña | OLMEDO | 53966 | 33902 | 25325 | 17816 | 11898 | 7565 |
| Páramo | PESQUERA | 52297 | 30679 | 21438 | 13347 | 6970 | 2302 |
| Páramo | SANTIBAÑEZ | 71604 | 41303 | 28350 | 17010 | 8072 | 1529 |
| Campiña | TORDESILLAS | 63257 | 39080 | 28746 | 19698 | 12566 | 7345 |
| | Campiña | 56190 | 34181 | 24772 | 16535 | 10043 | 5290 |
| Dominio fisiográfico | Paramo | 55590 | 34551 | 25557 | 17683 | 11477 | 6934 |
| Re | d | 55805 | 34431 | 25294 | 17295 | 10990 | 6374 |

Fte. Elaboración propia



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157

| | | Orden de | | | Mínimo de | |
|-------------|----------------|-----------|-------------------|----------------------|------------------|---------------|
| TORRE | Tipo de ajuste | tendencia | Tipo de tendencia | Vecinos mas próximos | puntos a incluir | Tipo de forma |
| ARENAS | Ordinario | 2 | Local (74) | 15 | 3 | 4 sectores |
| CARRASCAL | Ordinario | 1 | Local | 16 | 8 | 4 sectores |
| ESGUEVILLAS | Ordinario | 1 | Local(50) | 32 | 16 | 8 sectores |
| LA ESPINA | Ordinario | 2 | Global | 5 | 2 | 4 sectores |
| MOJADOS | Universa | 2 | Local | 64 | 25 | 8 sectores |
| MONTEBLANCO | Ordinario | 1 | Local | 16 | 16 | 8 sectores |
| MUCIENTES | Ordinario | 1 | Local | 32 | 16 | 4 sectores |
| OLMEDO | Ordinario | 2 | Local | 32 | 32 | 8 sectores |
| PESQUERA | Universal | 1 | Local | 32 | 32 | 4 sectores |
| SANTIBAÑEZ | Ordinario | 2 | Global | 8 | 8 | 8 sectores |
| TORDESILLAS | Ordinario | 1 | Global (75) | 5 | 2 | 4 sectores |
| | | - | | | | |

Tabla 3 Diseño del análisis estructural de la distancia de detección

Fte. Elaboración propia

Tabla 4 Análisis estructural de la distancia de detección

| TORRE | Meseta | Alcance mínimo | Alcance máximo | Pepita | Angulo | Error medio | Error medio cuadrático | Error típico medio | Error medio estandarizado | Error medio cuadrático estandarizado | Índice de dependencia espacial |
|--|---------|-------------------|-------------------|----------|--------|----------------|------------------------------|--------------------------|------------------------------|--|--------------------------------------|
| ARENAS | 0.6321 | 10036 | 36065 | 0.011073 | 47.7 | 16.97 | 796.20 | 640.9 | 0.02 | 1.08 | 98.28 |
| CARRASCAL | 4.3521 | 16527 | 45179 | 0.499910 | 43.0 | -136,4 | 3083.00 | 2606.0 | -0.04 | 0.98 | 89.70 |
| ESGUEVILLAS | 3.4588 | 21276 | 43897 | 1.404600 | 10.8 | -75,31 | 1960.00 | 1697.0 | -0.01 | 1.06 | 71.12 |
| LA ESPINA | 11.0440 | 27488 | 32075 | 8.178000 | 43.97 | 257.6 | 2748.80 | 32075 | 0.05 | 1.01 | 57.45 |
| MOJADOS | 0.8583 | 15224 | 19351 | 0.309870 | 337.5 | 849.00 | 7457.00 | 2088.0 | 0.04 | 0.88 | 73.47 |
| MONTEBLANCO | 2.8311 | 14981 | 27095 | 0.092275 | 275.1 | 5.31 | 505.10 | 752.4 | 0.01 | 0.42 | 96.84 |
| MUCIENTES | 5.1329 | 12262 | 27724 | 1.405600 | 72.6 | 213.30 | 1929.00 | 1850.0 | 0.08 | 0.75 | 78.50 |
| OLMEDO | 0.6472 | 12701 | 18508 | 0 | 66.1 | 43.91 | 711.60 | 451.9 | 0.03 | 0.97 | 100.00 |
| PESQUERA | 9.3104 | 20484 | 28244 | 0 | 311.8 | -428.50 | 5073.00 | 1857.0 | 0.06 | 0.90 | 100.00 |
| SANTIBAÑEZ | 15.9900 | 15121 | 61120 | 2.597600 | 26.3 | 80.70 | 2962.00 | 2925.0 | -0.01 | 0.92 | 86.03 |
| TORDESILLAS | 31.7260 | 21072 | 21072 | 0 | 9.0 | 343.60 | 5716.00 | 2714.0 | 0.05 | 1.00 | 100.00 |
| Production provide pro | | | | | | | | | | 100.00 | |

Fte. Elaboración propia





FIGURAS

Figura 1. Localización de las torres de vigilancia de incendios forestales en la provincia de Valladolid.



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157



Figura 2. Probabilidad de detección de la red de torres vallisoletanas en función de la distancia.



Figura 3. Coeficiente de variación de la distancia según su probabilidad de detección.





Coeficiente de variación de la distancia de deteccion de la subred Cv (D)

a) Coeficiente de variación de la distancia de detección para cada subred según su ubicación en dominios fisiográficos de campiña y páramo



b) Relación de las distancias de detección según se dominio fisiográfico

Figura 4. Distancias de detección según el ámbito fisiográfico de las subredes.









c) Periodos de retorno en fisiografía de páramo

d) Periodos de retorno en fisiografía de campiña

35 40 45 50 55 60

Distancia de deteccion, km

Figura 5. Leyes distribución de Gumbel y periodos de retorno por dominio fisiográfico. Los comportamientos de las subredes se encuentran representados en trazo negro discontinuo.





Figura 6. Covarianza de las distancias de detección con respecto a la red.



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157





b) Anisotropía. Alcance máximo



c) Anisotropía alcance mínimo

d) Anisotropía alance máximo

Figura 7. Covariogramas esféricos ajustados según su anisotropía e intensidad de la agregación espacial.









b) Período de retorno de los rangos máximos y mínimos







La espina Mojados Monteblanco Figura 9. Mapas de superficies del distancia de detección por torre de vigilancia I.



Del Río, J., Mompín, M. T. y García, J. A. (2007): "Aportaciones al cálculo de la distancia de detección de humos de las torres de vigilancia de incendios forestales" GeoFocus (Artículos), nº 7, p. 235-255. ISSN: 1578-5157



Mucientes

Olmedo







Santibañez Tordesillas Figura 10. Mapas de superficies del distancia de detección por torre de vigilancia II.