



# 7º CONGRESO FORESTAL ESPAÑOL

**Gestión del monte: servicios  
ambientales y bioeconomía**

26 - 30 junio 2017 | Plasencia  
Cáceres, Extremadura

---

---

7CFE01-370

---

---

Edita: Sociedad Española de Ciencias Forestales  
Plasencia. Cáceres, Extremadura. 26-30 junio 2017  
ISBN 978-84-941695-2-6

© Sociedad Española de Ciencias Forestales

## Modelos de estimación de la distribución vertical de combustibles finos de copa en masas de pinar a partir de datos del IV Inventario Forestal Nacional.

ARELLANO PEREZ, S.<sup>1</sup>, ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G.<sup>1</sup>, VEGA HIDALGO, J.A.<sup>2</sup> y RUIZ GONZÁLEZ, A.D.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Unidad de Gestión Forestal Sostenible. Departamento de Ingeniería Agroforestal de la Universidad de Santiago de Compostela.

<sup>2</sup> Centro de Investigación Forestal de Lourizán (Pontevedra).

### Resumen

Recientes avances en modelización de la actividad de fuego de copas, incluyendo modelización física, requieren de estimaciones precisas de la distribución vertical completa de los combustibles en el dosel. El objetivo del presente estudio es modelar el perfil vertical del combustible disponible en el dosel de copas en masas de *Pinus sylvestris* L. a partir de los datos del IV Inventario Forestal Nacional. En un primer paso se caracterizó la distribución vertical de la carga disponible en la copa en cada parcela mediante la función de densidad de probabilidad de Weibull. Después se ajustó un sistema de ecuaciones para estimar la carga total disponible (CFL), así como los parámetros de la función Weibull, a partir de variables de masa de fácil obtención mediante inventarios de campo. El perfil vertical de carga de combustible disponible en el dosel explicó un 89% de la variabilidad observada. El modelo propuesto se podría utilizar para simular la efectividad de diferentes alternativas de manejo para reducir el riesgo potencial de fuego de copas, con independencia del simulador de comportamiento del fuego empleado.

### Palabras clave

Fuego de copas, *Pinus sylvestris*, densidad aparente de la copa, altura de la base de la copa, combustible disponible.

### 1. Introducción

Uno de los principales objetivos de la gestión del combustible en pinares es la reducción del riesgo de fuego de copas, fenómeno que además de aumentar los daños económicos y ecológicos del incendio también incrementa enormemente la dificultad y peligrosidad de su control (ALEXANDER & CRUZ, 2011).

Entre los factores que condicionan la transición del fuego de superficie a las copas y la propagación por las mismas destacan características estructurales del dosel relacionadas con la disponibilidad de combustible, entendiéndose por disponible el combustible que se consumiría al paso del frente de llamas. En el ámbito de la modelización normalmente se consideran disponibles las acículas y la ramillas finas (STOCKS et al., 2004). Son tres las características estructurales del dosel que se reconocen como más determinantes de la actividad de fuego de copas: la carga de combustible disponible (canopy fuel load, CFL), la densidad aparente (canopy bulk density, CBD), y la altura de la base de la copa (canopy base height, CBH) (ALEXANDER & CRUZ, 2011). CFL se define como la masa de combustible disponible en el dosel por unidad de superficie del rodal; CBD indica la cantidad de combustible disponible por unidad de volumen del estrato aéreo, y CBH es la menor altura sobre el suelo a la que hay suficiente combustible disponible para propagar el fuego verticalmente hacia la copa (STOCKS et al., 2004; SCOTT & REINHARDT, 2001). Los sistemas de simulación de incendios que evalúan la potencialidad de las masas para desarrollar fuegos de copas necesitan de la estimación precisa de estas variables, existiendo diferentes aproximaciones y metodologías para su estimación (SCOTT & REINHARDT, 2001; KEISER & SMITH, 2010; RUIZ-

GONZÁLEZ & ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, 2011). La aproximación más sencilla se basa en asumir que el combustible disponible se distribuye de forma totalmente homogénea a través del estrato aéreo del rodal. *CFL* se obtiene, por lo tanto, dividiendo dicha biomasa entre la superficie del rodal; *CBD* se estima dividiendo *CFL* entre la longitud de copa media del rodal, y *CBH* se asimila a la altura media de la base de la copa del rodal. Esta aproximación es consistente con los criterios de VAN WAGNER (1977) para la iniciación y la propagación del fuego por las copas que actualmente constituyen la base de la mayor parte de los modelos empíricos de predicción de la actividad de fuego de copas.

Sin embargo, los avances que se esperan en la modelización de esta actividad (incluyendo la modelización física) conllevan la necesidad de estimar de la forma más precisa posible la distribución vertical de los combustibles de la copa. Esto implica hacer uso de otra aproximación más compleja y realista que asume que la copa de cada uno de los árboles del rodal tiene una forma particular que define la distribución vertical del combustible disponible en el mismo. Esta distribución a nivel de rodal se calcula teniendo en cuenta la forma de cada árbol y la altura a la cual empieza y termina su copa. Una vez obtenida la distribución vertical de densidad aparente desde el suelo hasta el ápice del árbol de mayor altura de la masa, *CBD* y *CBH* se obtienen de acuerdo con determinados criterios: habitualmente *CBD* se define como la densidad aparente máxima de dicho perfil vertical, y *CBH* se define como la altura a la que se alcanza cierto valor de densidad aparente en ese perfil (SCOTT & REINHARDT, 2001). Hasta la fecha se han propuesto, de forma bastante arbitraria, diferentes valores de densidad aparente para definir *CBH*: 0,037 kg m<sup>-3</sup> (SANDO & WICK, 1972); 0,067 kg m<sup>-3</sup> (Williams, 1978) y 0,012 kg m<sup>-3</sup> (REINHARDT et al., 2006).

## 2. Objetivos

En este estudio nos proponemos modelar la distribución vertical de la carga de combustible disponible en las copas en masas de *Pinus sylvestris* en Galicia a partir de variables de masa tradicionales, utilizando para ello la información del IV Inventario Forestal Nacional (IFN-4). Los datos del IFN-4 Galicia están disponibles en [www.magrama.gob.es/es/biodiversidad/servicios/banco-datos-naturaleza/](http://www.magrama.gob.es/es/biodiversidad/servicios/banco-datos-naturaleza/) (MARM, 2011).

## 3. Metodología

### Datos de campo y variables predictoras

Del total de parcelas instaladas en el IFN-4 en Galicia se seleccionaron aquellas en las que *P. sylvestris* era especie dominante (sus pies suponían más del 90% del total y aportaban más del 90% al área basimétrica). Además se rechazaron las parcelas en las que los árboles muertos suponían más del 10% del área basimétrica. En total se emplearon en este trabajo 176 parcelas.

A partir de los diámetros normales (*d*) y las alturas totales (*h*) medidas en los árboles de las parcelas se obtuvieron las siguientes variables de masa: número de pies por hectárea (*N*), diámetro medio cuadrático (*dg*), área basimétrica (*G*) y altura dominante (*H*, definida como la altura media de los 100 árboles más gruesos por hectárea). Estas variables se utilizaron como predictoras en los análisis estadísticos (Tabla 1).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las principales variables de árbol y de rodal de las parcelas usadas en este estudio.

Estadístico	Diámetro normal ( <i>d</i> , cm)	Altura total ( <i>h</i> , m)	Densidad ( <i>N</i> , pies ha <sup>-1</sup> )	Diámetro medio cuadrático ( <i>dg</i> , cm)	Área basimétrica ( <i>G</i> , m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	Altura dominante ( <i>H</i> , m)
Mínimo	7,5	2,20	88,42	7,85	1,87	5,10
Máximo	71,6	27,90	3066,48	51,14	74,49	22,88
Media	22,95	13,27	872,21	20,15	24,37	12,21

Desv. estándar	7,26	4,45	572,07	7,27	16,00	4,61
----------------	------	------	--------	------	-------	------

### Construcción y caracterización de perfiles verticales de combustible disponible en la copa

Para la construcción de los perfiles verticales de carga de combustible disponible en la copa se siguió la metodología de SANDO & WICK (1972) que implica fraccionar todos los árboles de cada parcela en capas horizontales de 0.3 m de altura desde el suelo hasta el ápice del árbol más alto, y asignar a cada capa su carga correspondiente. La carga de cada sección se estimó asumiendo que la biomasa fina se distribuye verticalmente de acuerdo con la distribución vertical del volumen de copa. Esta distribución implica definir previamente la arquitectura de cada árbol, para lo cual se utilizó el modelo de perfil de copa desarrollado para la especie en Galicia (CRECENTE-CAMPO et al., 2013). Este modelo incluye dos ecuaciones: una para la parte superior de la copa (por encima del radio de copa máximo) y otra para la parte inferior de la copa (por debajo de dicho radio). Las variables de entrada de esas ecuaciones son el diámetro normal ( $d$ ) y la altura total ( $h$ ). Las salidas que proporciona el modelo son la altura de la base de la copa del árbol individual ( $cbh$ ), la longitud de copa ( $cl$ , definida como la distancia desde la base de la copa hasta el ápice del árbol), y el radio de copa ( $cr$ ) a diferentes posiciones a lo largo de la copa. El modelo permitió la estimación de los radios superiores e inferiores de la copa de cada árbol de cada parcela cada 0,3 metros a partir del suelo y a partir de ahí, el cálculo del volumen de la sección de copa  $i$  ( $crV_i$ , m<sup>3</sup>) como se indica a continuación:

$$crV_i = \frac{\pi \cdot (cr_{sup_i}^2 + cr_{inf_i}^2)}{2} \cdot 0.3 \quad [1]$$

Donde  $cr_{sup_i}$  y  $cr_{inf_i}$  son respectivamente los radios superiores e inferiores (m) de cada capa  $i$  de 0,3 m de espesor.

Para estimar la biomasa de combustible disponible de cada árbol (considerando como tal la suma de las acículas y de las ramillas de diámetro inferior a 0,6-cm) se utilizó el sistema de ecuaciones compatible desarrollado para la especie en Galicia (DIÉGUEZ-ARANDA et al., 2009). Para utilizar este sistema es necesario tener datos del diámetro normal ( $d$ ) y la altura total ( $h$ ) de cada uno de los árboles.

El perfil vertical de  $CFL$  en cada parcela se obtuvo sumando el peso de combustible disponible que cada árbol de la parcela aportaba a cada una de las capas de 0,3 m y dividiendo entre la superficie de la parcela. A este perfil se le denominó perfil observado. A partir del perfil observado se definió la menor altura de la base de la copa del rodal ( $mCBH$ ) como el límite inferior de la primera capa de 0,3 m con un valor de  $CFL$  superior a cero.

El siguiente paso consistió en caracterizar los perfiles verticales de  $CFL$  observados y para ello se utilizó la función de densidad de probabilidad de Weibull:

$$CFL_i = CFL \left( \frac{a_2}{a_1} \right) \left( \frac{CL_i - mCBH}{a_1} \right)^{a_2 - 1} e^{-\left( \frac{CL_i - mCBH}{a_1} \right)^{a_2}} \quad [2]$$

Donde  $CFL_i$  es la carga de combustible disponible en la capa  $i$  (kg m<sup>-2</sup>);  $CFL$  es la carga de combustible disponible total (kg m<sup>-2</sup>);  $CL_i$  es la longitud de copa para la capa  $i$  (m), definida como la distancia desde  $mCBH$  hasta el límite superior de la correspondiente capa de 0,3 m; y  $a_1$  y  $a_2$  son respectivamente los parámetros de escala y de forma de la función de Weibull.

Los parámetros  $a_1$  y  $a_2$  de la función de Weibull se determinaron utilizando el primer ( $m_1$ ) y el segundo ( $m_2$ ) momentos de la distribución relativa de CFL ( $CFL_{rel}$ ) (CAO et al., 1982):

$$m_2 = \frac{(m_1 - mCBH)^2}{\Gamma^2\left[1 + \frac{1}{a_2}\right]} \cdot \left( \Gamma\left[1 + \frac{2}{a_2}\right] - \Gamma^2\left[1 + \frac{1}{a_2}\right] \right) \quad [3]$$

$$a_1 = \frac{m_1 - mCBH}{\Gamma\left[1 + \frac{1}{a_2}\right]} \quad [4]$$

donde  $m_1 = \sum_{i=1}^{n^{\circ}capas} CL_i \cdot CFL_{rel_i}$ ;  $m_2 = \sum_{i=1}^{n^{\circ}capas} CL_i \cdot CFL_{rel_i}^2 - \left( \sum_{i=1}^{n^{\circ}capas} CL_i \cdot CFL_{rel_i} \right)^2$ ;  $CFL_{rel_i}$  es el cociente entre el valor de CFL de la capa  $i$  y el valor de CFL para el total de capas, y  $\Gamma$  es la función Gamma. La ecuación 3 se puede resolver de forma iterativa para el parámetro  $a_2$ , y el parámetro  $a_1$  se obtiene a continuación utilizando la ecuación 4.

### Modelización de la distribución vertical de la carga de combustible disponible en el dosel de copas del rodal

Una vez caracterizados los perfiles verticales de carga disponible para cada parcela se procedió a su modelización mediante el ajuste de un sistema de cuatro ecuaciones que permitan estimar (1) la carga total de combustible de copa disponible (CFL); (2) la menor altura de la base de la copa ( $mCBH$ ); (3) el parámetro de escala de la función Weibull ( $a_1$ ), y (4) el parámetro de forma de la función Weibull ( $a_2$ ). Se probaron tanto funciones lineales (ecuación 5) como potenciales (ecuación 6) para ajustar las cuatro ecuaciones:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad [5]$$

$$y_i = \beta_0 x_{1i}^{\beta_1} x_{2i}^{\beta_2} \dots x_{ki}^{\beta_k} \varepsilon_i \quad [6]$$

donde  $\beta_j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) son los parámetros a estimar;  $x_{ji}$  es la observación de la variable independiente  $j$  en la parcela de muestreo  $i$ ; y  $\varepsilon_i$  es el error.

El ajuste del modelo se realizó en dos pasos. En el primer paso se seleccionó el mejor conjunto de variables independientes (variables de masa) para cada variable dependiente en las ecuaciones 5 y 6 mediante el método de selección de variables *stepwise* (la ecuación 6 se linealizó previamente mediante el uso de logaritmos). También se tuvo en cuenta el sentido biológico de las variables mediante el análisis de los signos de los parámetros estimados. Además, se evaluó la presencia de multicolinealidad entre variables mediante el valor del número de condición (BELSLEY, 1991), y se analizó la presencia de heterocedasticidad mediante el uso del White-test y, en caso positivo, se usó regresión con pesos para corregirla.

Los resultados obtenidos para cada variable dependiente (CFL,  $mCBH$ ,  $a_1$  y  $a_2$ ) con las ecuaciones 5 y 6 se compararon mediante un análisis visual de las gráficas de valores observados frente a valores predichos y de residuos estudentizados. Por otro lado, la bondad de los ajustes se analizó mediante los valores de los estadísticos raíz del error medio cuadrático (RMSE) y la eficacia del modelo (ME):

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p}} \quad [7]$$

$$ME = 1 - \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{(n-p) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad [8]$$

Donde  $y_i$ ,  $\hat{y}_i$  e  $\bar{y}$  son, respectivamente, los valores observados, predichos y medio de la variable dependiente,  $n$  es el número total de observaciones, y  $p$  es el número de parámetros del modelo.

En un segundo paso, se ajustaron simultáneamente los cuatro modelos seleccionados mediante el uso del método de máxima verosimilitud con información completa (*full information maximum likelihood* -FIML) implementado en el programa SAS/ETS® (SAS INSTITUTE INC, 2009). El ajuste simultáneo es necesario debido a que los valores de las cuatro variables dependientes se obtuvieron en cada parcela a partir del mismo perfil vertical observado de CFL, y por tanto es de esperar que los errores estén correlacionados. El método FIML tiene en cuenta las correlaciones cruzadas entre ecuaciones, y por tanto incrementa la eficiencia de la estimación. La matriz de varianzas covarianzas que se requiere para poder inicializar el procedimiento iterativo de ajuste se estimó mediante el ajuste del sistema por mínimos cuadrados ordinarios.

Con el propósito de evaluar el error que implica el uso de la aproximación propuesta para estimar los perfiles verticales de CFL, se calcularon los valores de RMSE y ME (ecuaciones 7 y 8) mediante la comparación de los perfiles verticales observados y estimados en cada parcela. No se emplearon los test de bondad de ajuste habituales en estos caos (Kolmogorov-Smirnov, Cramér-von Mises o Andersen-Darling tests) por dos razones: (1) los parámetros estimados para la función de Weibull fueron determinados a partir de los datos empleando una metodología relativamente complicada, por lo que los valores críticos de los tests no son válidos (LILLIEFORS, 1969; REYNOLDS et al., 1988), y (2) estos tests no aportan información útil sobre el comportamiento de los modelos puesto que no han sido diseñados para responder a cuestiones relacionadas con el error asociado a las estimaciones y predicciones, por lo que el rechazo de la hipótesis nula asociada a esos tests sólo significa que el modelo obtenido no es una representación perfecta de la distribución observada, sin embargo, aunque no sea perfecta sí que puede ser la mejor opción disponible para caracterizarlos (REYNOLDS et al., 1988).

## 4. Resultados

### Distribución vertical de CFL

Los perfiles verticales de CFL en valores relativos observados en cada una de las 176 parcelas empleadas en este estudio se representan en la figura 1. Las ecuaciones 3 y 4 se emplearon para recuperar los parámetros de escala y de forma de la función de densidad de probabilidad de Weibull ( $a_1$  y  $a_2$ , respectivamente) para cada parcela.

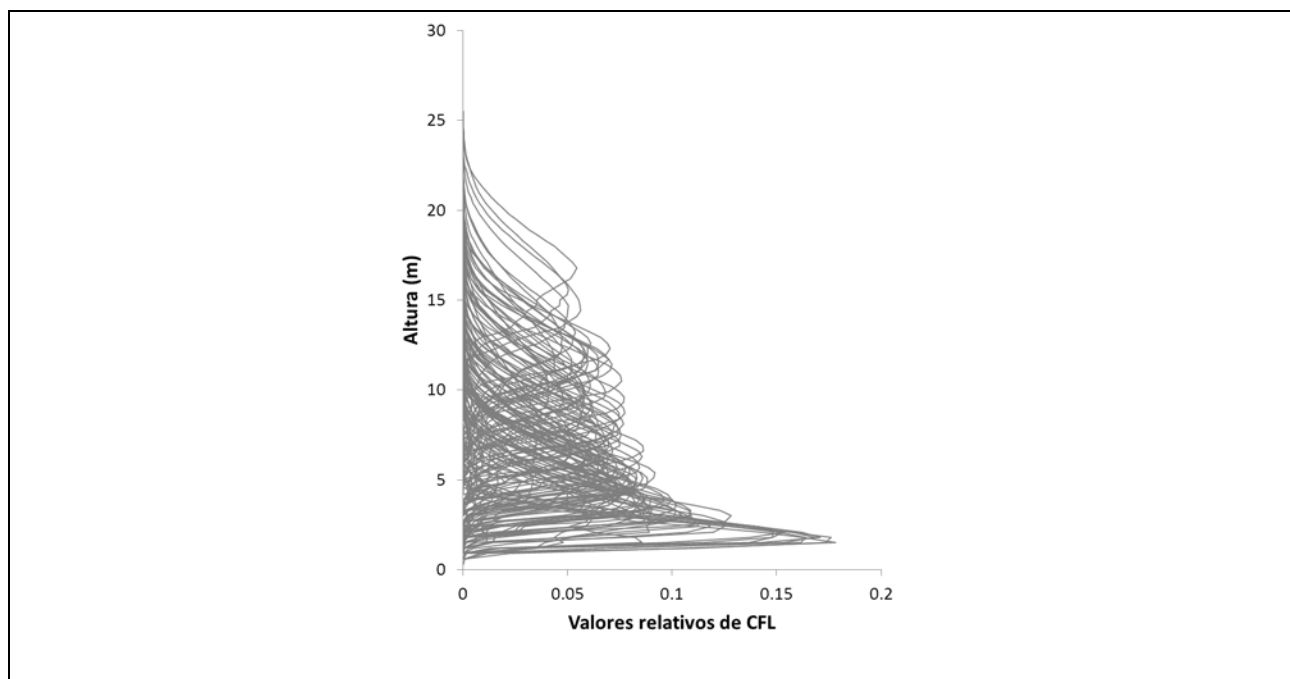


Figura 1. Perfiles verticales de distribución de los valores relativos de Canopy Fuel Load (CFL) en la muestra empleada.

Los valores del parámetro de escala ( $a_1$ ) variaron entre 1,65 y 11,39 con un valor medio de 4,82 y una desviación estándar de 2,16; mientras que los valores del parámetro de forma ( $a_2$ ) variaron entre 1,72 y 4,70, con un valor medio de 2,58 y una desviación estándar de 0,60. Estos valores calculados de los parámetros de la función de Weibull junto con los valores observados de CFL y  $mCBH$  se emplearon para obtener una primera estimación de las distribuciones verticales de CFL. Esas distribuciones explicaron más del 99% de la variabilidad observada.

El siguiente paso fue el ajuste simultáneo del sistema de cuatro ecuaciones anteriormente descrito. Como variables independientes se emplearon la densidad ( $N$ ), el área basimétrica ( $G$ ), la altura dominante ( $H$ ) y el diámetro medio cuadrático ( $dg$ ). En la tabla 2 se muestran los resultados obtenidos en dicho ajuste.

Tabla 2. Estimaciones de los parámetros y estadísticos de bondad del ajuste para el sistema de ecuaciones.  $H$  es la altura dominante (m),  $G$  es el área basimétrica ( $m^2ha^{-1}$ ),  $ME$  es la eficacia del modelo (ecuación 8),  $RMSE$  es la raíz del error medio cuadrático (ecuación 7). Todos los parámetros fueron significativos con  $p < 0,05$ .

Variable dependiente	Modelo	$b_1$	$b_2$	$b_3$	ME	RMSE
Canopy Fuel Load (CFL, $kg\ m^{-2}$ )	$CFL = b_1 G^{b_2}$	0,0507	0,9469	--	0,9579	0,1330
Altura mínima de la base de la copa ( $mCBH$ , m)	$mCBH = b_1 H^{b_2}$	0,0564	1,5901	--	0,7692	1,0262
Parámetro de escala ( $a_1$ )	$a_1 = b_1 H^{b_2} G^{b_3}$	0,3642	0,9702	0,0510	0,8046	0,9554
Parámetro de forma	$a_2 = b_1 + b_2 G + b_3 H$	1,6912	0,0191	0,0351	0,5809	0,3904

(a<sub>2</sub>)

Las ecuaciones potenciales mostraron mejores ajustes que las ecuaciones lineales excepto en el caso del modelo de estimación del parámetro de forma (a<sub>2</sub>) de la función de Weibull. Los valores del número de condición y del test de White no indicaron problemas de autocorrelación o heterocedasticidad en ninguno de los casos.

La variabilidad observada que explican los modelos varía entre el 58% en el caso del parámetro de forma de la función de Weibull y el 96% del modelo para CFL. La altura dominante fue la principal variable predictora en todos aquellos modelos relacionados directa o indirectamente con la altura de la copa (*mCBH* y los parámetros de la función de Weibull), mientras que en el caso de CFL la única variable predictora que entró en el modelo fue el área basimétrica.

El sistema completo de cuatro ecuaciones se empleó para estimar las distribuciones verticales de CFL de cada una de las 176 parcelas utilizadas. Los perfiles obtenidos explicaron el 89% de la variabilidad observada.

En la figura 2 se muestran un gráfico de valores observados frente a predichos de las distribuciones de CFL así como un gráfico box-plot de los residuos frente al porcentaje de altura de la copa obtenidos con el sistema de ecuaciones ajustado. A la vista del gráfico de dispersión se comprueba que las distribuciones predichas están fuertemente correlacionadas con las observadas y no se aprecia tendencia a sobre- o infravalorar los valores reales. Además, el gráfico box-plot muestra que los residuos están homogéneamente distribuidos a lo largo de la longitud de la copa y los mayores errores se concentran en la parte central de la misma.

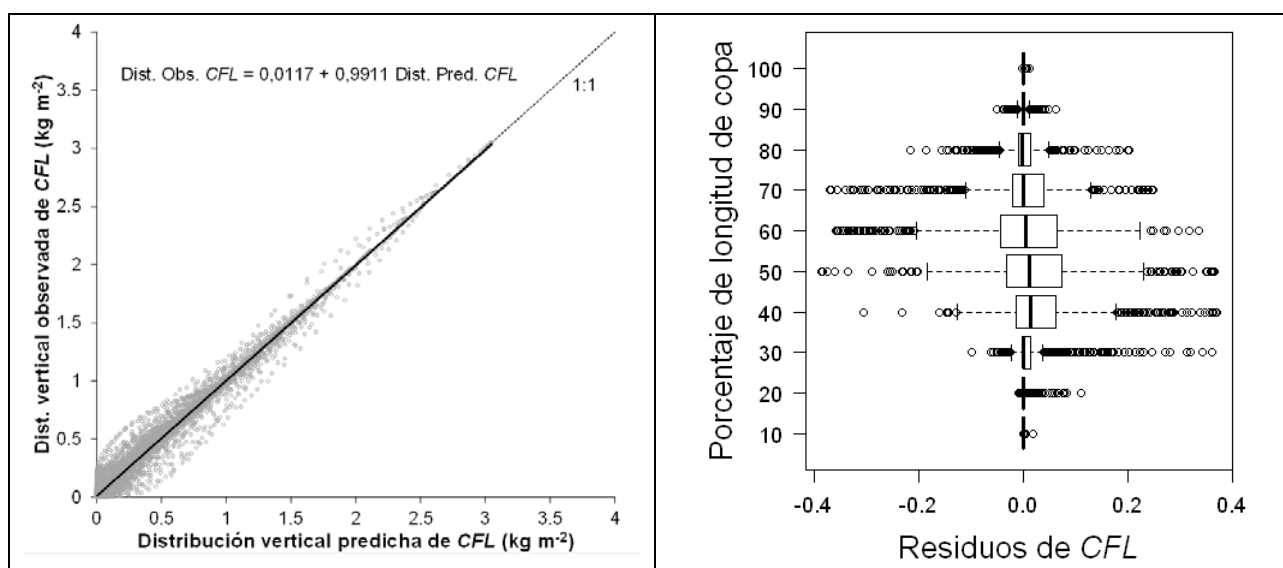


Figura 2. Izquierda: Valores observados frente a predichos de las distribuciones verticales de CFL. La línea continua representa el modelo lineal ajustado a la nube de puntos y la línea discontinua representa la diagonal. Derecha: Box-plot de los residuos de CFL para diferentes porcentajes de altura de copa.

## 5. Discusión

Los modelos desarrollados provén a los investigadores y gestores de herramientas útiles para describir las características estructurales del dosel de copas en masas de *Pinus sylvestris* ya que (1) los modelos ajustados son compatibles con las dos metodologías más utilizadas para definir y estimar las variables de copa relacionadas con el inicio y propagación de los fuegos de copa y (2) la



modelización de los perfiles verticales permite que el valor de la altura de la base de la copa (*CBH*) pueda ser fácilmente estimado para cualquiera de los valores arbitrarios de *CBD* actualmente empleados u otros que puedan ser definidos en el futuro.

Para poder usar el modelo de iniciación y propagación de fuegos de copa desarrollado por VAN WAGNER (1977) no es necesario emplear las estimaciones de las distribuciones verticales de *CFL* sino que basta con emplear los modelos de *CFL* y *mCBH*, incluidos en la tabla 2, conjuntamente con una estimación de la longitud de copa en la masa para calcular el valor de *CBD*. Esta longitud de la copa se puede estimar fácilmente a partir de los datos de *mCBH* y del modelo de estimación de la altura media del rodal definido para la especie en Galicia (DIÉGUEZ-ARANDA et al., 2009).

La metodología más compleja empleada actualmente, basada en la estimación del perfil vertical de distribución de *CFL*, requiere del empleo del sistema de cuatro ecuaciones de la tabla 2. En este caso, la distribución vertical de *CBD* se puede obtener dividiendo los valores estimados de *CFL* acumulados hasta una cierta altura de copa entre dicha altura. Como ya se ha comentado, cualquier límite de *CBD* actual o futuro empleado para definir *CBH* se puede aplicar sobre los perfiles estimados con este sistema de ecuaciones.

El modelo propuesto también puede ser utilizado para simular los efectos de diferentes alternativas selvícolas dirigidas a reducir el riesgo de fuego de copas. Las claras y las podas se pueden emplear como medio para incrementar el valor de la altura de la base de la copa (*CBH*) y reducir los valores de densidad aparente (*CBD*) por debajo de  $0,1 \text{ kg m}^{-3}$ , valor considerado como límite para la propagación de fuegos de copa (KEYES & O'HARA, 2002). Como resultado, se obtendrán estructuras de masa más resistentes y menos propensas a la iniciación y propagación de este tipo de fuegos (KEYSER & SMITH, 2010). Además de en la información sobre la distribución vertical de los combustibles en la copa, la toma de decisiones sobre las alternativas de gestión también debe basarse en otros aspectos esenciales como son el efecto sobre el complejo de combustible de superficie, su humedad y su exposición al viento (SCOTT & REINHARDT, 2001).

## 6. Conclusiones

Los avances recientes en la modelización de la actividad de fuegos de copas requieren de estimaciones precisas de la distribución vertical de los combustibles forestales a lo largo del dosel, y la metodología propuesta es una opción útil y sencilla. Por otro lado, otras áreas de gran importancia en la investigación y gestión forestal, como la estimación de stocks de carbono, la estimación de la biomasa derivada de tratamientos de claras y podas, la modelización del régimen de luz en el interior del dosel de copas o la modelización fisiológica de la fotosíntesis en el dosel de copas, también se ven beneficiadas por la existencia de este tipo de modelos que permiten caracterizar la distribución de la biomasa en el dosel de copas (JIMÉNEZ et al., 2013).

## 7. Agradecimientos

Los fondos para la realización del estudio provienen de los proyectos DIABOLO (H2020 GA 633464) y GEPRIF (RTA 2014-00011-c06-04).

## 8. Bibliografía

ALEXANDER, M.E.; CRUZ, M.G.; 2011. Crown fire dynamics in conifer forests. En: WERTH, P.A.; POTTER, B.E.; CLEMENTS, C.B.; FINNEY, M.A.; GOODRICK, S.L.; ALEXANDER, M.E.; CRUZ, M.G.; FORTHOFFER, J.A.; MCALLISTER, S.S. (eds.): Synthesis of knowledge of extreme fire behavior: Volume I for fire managers. 107-144. USDA Forest Service PNW-GTR-854. Oregon. USA.

BELSLEY, D.A.; 1991. Conditioning diagnostics, collinearity and weak data in regression. Wiley. 396 pp. New York. USA.

CAO, Q.V.; BURKHART, H.E.; LEMIN R.C.; 1982. Diameter distributions and yields of thinned loblolly pine plantations. School of Forestry and Wildlife resources, Virginia Polytechnic Institute and State University. PG. 82 pp. Virginia. USA.

CRECENTE-CAMPO, F.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J.G.; CASTEDO-DORADO, F.; GÓMEZ-GARCÍA, E.; DIÉGUEZ-ARANDA, U.; 2013. Development of crown profile models for *Pinus pinaster* Ait. and *Pinus sylvestris* L. in northwestern Spain. *Forestry* 86 481-491.

DIÉGUEZ-ARANDA, U.; ROJO ALBORECA, A.; CASTEDO-DORADO, F.; ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G.; BARRIO-ANTA, M.; CRECENTE-CAMPO, F.; GONZÁLEZ-GONZÁLEZ, J.M.; PÉREZ-CRUZADO, C.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R.; LÓPEZ-SÁNCHEZ, C.A.; BALBOA-MURIAS, M.A.; GORGOSO-VARELA, J.J.; SÁNCHEZ-RODRÍGUEZ, F.; 2009. Herramientas selvícolas para la gestión forestal sostenible en Galicia (1ª edición). Dirección Xeral de Montes, Consellería do Medio Rural, Xunta de Galicia. 259 pp. Santiago de Compostela.

JIMÉNEZ, E.; VEGA, J.A.; FERNÁNDEZ-ALONSO, J.M.; VEGA-NIEVA, D.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J.G.; RUIZ-GONZÁLEZ, A.D.; 2013. Allometric equations for estimating canopy fuel load and distribution of pole-size maritime pine trees in five Iberian provenances. *Can. J. For. Res.* 43 149–158.

KEYES, C.R.; O'HARA, K.L.; 2002 Quantifying stand targets for silvicultural prevention of crown fires. *West. J. Appl. For.* 17 101–109.

KEYSER, T.; SMITH, F.W.; 2010. Influence of crown biomass estimators and distribution on canopy fuel characteristics in ponderosa pine stands of the Black Hills. *For. Sci.* 56(2) 156-165.

LILLIEFORS, H.W.; 1969. On the Kolmogorov–Smirnov test for the exponential distribution with mean unknown. *J. Am. Stat. Assoc.* 64 387–389

MARM; 2011. Cuarto Inventario Forestal Nacional. Comunidad Autónoma de Galicia. Dirección General del Medio Natural y Política Forestal. 49 pp. Madrid.

REINHARDT, E.D.; SCOTT, J.; GRAY, K.; KEANE, R.; 2006. Estimating canopy fuel characteristics in five conifer stands in the western United States using tree and stand measurements. *Can. J. For. Res.* 36 2803-2814.

REYNOLDS, M.R.; BURK, T.E.; HUANG, W.; 1988. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distributions models. *For. Sci.* 34 377–399.

RUIZ-GONZÁLEZ, A.D.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J.G.; 2011. Canopy bulk density and canopy base height equations for assessing crown fire hazard in *Pinus radiata* plantations. *Can. J. For. Res.* 41 839–850.

SANDO, R.W.; WICK, C.H.; 1972. A method of evaluating crown fuels in forest stands. USDA Forest Service. Research paper NC-84. 15 pp. St. Paul. USA.

SAS INSTITUTE INC.; 2009. Base SAS® 9.2 procedures guide. SAS Institute Inc. 1680 pp. Cary. USA.

SCOTT, J.H.; REINHARDT, E.D.; 2001 Assessing crown fire potential by linking models of surface and crown fire behavior. USDA Forest Service RMRS-RP-29. 59 pp. Fort Collins. USA.

STOCKS, B.J.; ALEXANDER, M.E.; WOTTON, B.M.; STEFNER, C.N.; FLANNIGAN, M.D.; TAYLOR, S.W.; LAVOIE, N.; MASON, J.A.; HARTLEY, G.R.; MAFFEY, M.E.; DALRYMPLE, G.N.; BLAKE, T.W.; CRUZ, M.G.; LANOVILLE, R.A.; 2004. Crown fire behaviour in a northern jack pine-black spruce forest. *Can. J. For. Res.* 34 1548–1560.

VAN WAGNER, C.E.; 1977. Conditions for the start and spread of crown fire. *Can. J. For. Res.* 7: 24-34.

WILLIAMS, D.F.; 1978. Fuel properties before and after thinning in young radiata pine plantations. Fire Management Branch. Department of Conservation and Environment. Research Report 3. 17pp. Victoria. Australia.