

MODELO DE ÁRBOL INDIVIDUAL DE CRECIMIENTO DIAMETRAL PARA MASAS DE REBOLLO (*QUERCUS PYRENAICA* WILLD.) EN CASTILLA Y LEÓN

Patricia Adame Hernando¹, Jari Hynynen², Isabel Cañellas Rey de Viñas³ y Miren del Río Gaztelurrutia³

¹ Departamento de Investigación y Experiencias Forestales de Valonsadero. Junta de Castilla y León. Apto 175. 42080-SORIA (España). Correo electrónico: adaherpa@jcy.es; pat_adame@hotmail.com

² Finnish Forest Research Institute., P.O. Box 18., FIN-010301-VANTAA (Finland)

³ Centro de Investigación Forestal (CIFOR-INIA). Ctra. A Coruña km 7,5. 28040-MADRID (España)

Resumen

Se ha desarrollado un modelo mixto independiente de la distancia para predecir el crecimiento diametral para árbol individual de masas de rebollo (*Quercus pyrenaica* Willd.) localizadas en la Comunidad de Castilla y León. Los datos utilizados para construir el modelo procedieron de 41 parcelas permanentes pertenecientes al II y III Inventario Forestal Nacional, en las cuales se habían medido el diámetro normal de árboles de más de 7.5 cm de diámetro. Las variables independientes requeridas para la predicción se dividieron en cuatro grupos: tamaño del árbol, variables de masa, índices de competencia y variables biogeoclimáticas. Entre todas las variables probadas, las más significativas fueron el diámetro normal del árbol, la suma del área basimétrica de los árboles mayores que el árbol objetivo, la altura dominante de la masa, la calidad de estación y el estrato biogeoclimático. El modelo fue definido como un modelo lineal mixto con la parcela como variable aleatoria, alcanzando una eficiencia del 44.38%. La precisión del modelo fue testado frente a los datos utilizados en el ajuste del modelo y frente a datos complementarios recogidos en las mismas masas. La calibración del modelo fue llevada a cabo con 23 observaciones tomados de la muestra complementaria. El modelo calibrado mejora el modelo trivial, el cual asume un crecimiento diametral constante para un corto periodo de tiempo, especialmente en el comportamiento de los residuos con respecto al diámetro predicho y a las variables independientes.

Palabras clave: *Modelo de árbol individual, Modelo mixto, Crecimiento diametral, Quercus pyrenaica*

INTRODUCCION

El progresivo abandono y la degradación de las masas de monte bajo de *Quercus pyrenaica* Willd. hace necesario un estudio de la evolución y gestión de las mismas. El crecimiento en diámetro es uno de los principales componentes de

los modelos de árbol individual y por tanto, de la gestión y predicción del comportamiento de las masas en el futuro. Los modelos mixtos permiten ajustar bases de datos con una estructura jerárquica estocástica presente en modelos de crecimiento individual (BIGING, 1985), diferenciándose una parte fija, común a toda la población, y una parte

aleatoria perteneciente a cada nivel de muestra (parcela). LAPPI (1991) y CALAMA & MONTERO (2005) propusieron una calibración basada en la predicción de componentes aleatorios usando el mejor predictor lineal insesgado (BLUP), calculado a partir de una muestra complementaria de la variable dependiente.

El objetivo de este estudio fue desarrollar un modelo de crecimiento individual en diámetro para masas de monte bajo de rebollo (*Quercus pyrenaica* Willd.) localizadas en la comunidad de Castilla y León. Se utilizó un modelo mixto, incluyendo variables fijas y aleatorias, y se comparó el número de mediciones complementarias necesarias (1, 2 o 3 árboles por parcela) para la calibración del modelo.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se seleccionaron 200 parcelas del Inventario Forestal Nacional (IFN) distribuidas proporcionalmente en tres estratos biogeoclimáticos pertenecientes a la región biogeoclimática 2 definida por ELENA ROSELLÓ (1997) en Castilla y León. Las parcelas debían tener al rebollo como especie dominante y haber sido medidas en el II y en el III IFN. Una vez eliminadas las masas degra-

dadas y las dehesas, se dispuso de un total de 41 parcelas con 618 árboles (Tabla 1). Los datos climáticos utilizados fueron propuestos por SÁNCHEZ et al. (1999) y para calcular la calidad de estación según ADAME et al. (2006) se realizaron análisis de tronco de uno o dos árboles dominantes apeados fuera de la parcela del IFN. Los datos de validación proceden de 30 parcelas con 190 árboles (Tabla 2) seleccionados de forma aleatoria (entre 5 y 8 árboles por parcela) anexas a las parcelas de ajuste. El crecimiento diametral de estos árboles se obtuvo mediante extracción de cores con barrena de Pressler.

Siendo Y_{ij} el vector de la variable dependiente, incremento diametral experimentado entre el II y III IFN (10 años), por el árbol i medido en la parcela j con $j = 1, \dots, 41$. El modelo lineal mixto para el vector respuesta Y_{ij} se define (LAIRD & WARE, 1982):

$$Y_{ij} = X_{ij}\tau + Z_{ij}u_{ij} + \epsilon_{ij} \tag{1}$$

donde X_{ij} es la matriz $n \times t$ de términos asociados a los efectos fijos, τ es el vector $t \times 1$ de efectos o parámetros fijos, Z_{ij} es la matriz $n \times q$ de términos asociados a los efectos aleatorios, u_{ij} es el vector $q \times 1$ de los efectos o parámetros aleatorios, y ϵ_{ij} es el vector $n \times 1$ de términos aleatorios del error. Se considera que es un modelo mixto homogéneo,

Estrato	1	2	3
Parcelas	9	10	22
Árboles	164	122	332
Diámetro normal (D_1) (cm)	18,4 (7,5-98,6)	27,6 (7,5-80,5)	24,7 (7,5-99,3)
Crecimiento en 10 años (D_2-D_1) (cm)	1,53 (0,05-3,7)	2,3 (0,35-5,35)	2,59 (0,1-10,2)
Densidad (N) (pies/ha)	1087,4 (359,1-1655,2)	424,6 (100,2-795,8)	896,3 (24,3-2164,5)
Altura dominante (H_0) (m)	11,6 (5,5-15,8)	9,5 (6,2-12,3)	12,5 (7,1-16,9)
Área basimétrica (BA) (m ² /ha)	19,2 (3,7-27,8)	15,4 (5,5-27,6)	19,2 (3,3-38,4)
Índice de sitio (SI) (m)	10,9 (7,1-15,9)	10,0 (4,3-16,7)	13,0 (8,3-17,8)

Tabla 1. Media, máximo y mínimo de las características principales de los árboles y masas de estudio según el estrato al que pertenecen

Estrato	1	2	3
Parcelas	5	4	21
Árboles	33	23	134
Diámetro normal (D_1) (cm)	21,7	20,8	23,3
Crecimiento en 10 años (D_2-D_1)(cm)	0,85 (0,34-2,53)	0,66 (0,26-6,48)	1,24 (0,24-4,75)

Tabla 2. Media, máximo y mínimo de las características principales de los datos de validación

por lo que u_i tiene una distribución normal con media μ y matriz de covarianza D . El modelo fue estimado usando el método de máxima verosimilitud (ML) con el procedimiento MIXED del paquete estadístico SAS/STAT (2001).

Se probaron diferentes variables dependientes y la selección de las variables independientes se realizó considerando diferentes aspectos biológicos y estadísticos (ANDREASSEN & TOMTER, 2003). Se tuvo en cuenta el nivel de significación de los parámetros, la reducción en la varianza asociada a la variabilidad entre parcelas y árboles, y el nivel de significación de la reducción del estadístico -2LL. Para corregir el sesgo producido por las transformación logarítmica se aplicó el ratio empírico de SNOWDON (1991).

La evaluación del modelo se realizó de forma gráfica y estadística. Se obtuvieron gráficos de los residuos en escala logarítmica y aritmética frente a las variables independientes (HYNYNEN, 1995). Para determinar la precisión del modelo se calculó el sesgo ($Bias$, cm; $rBias$, %), desviaciones de los residuos (RMSE, cm; $rRMSE$, %) y eficiencia del modelo (Mef).

Los errores de las calibraciones fueron calculados con la media de 500 simulaciones aleatorias, descomponiéndolos en un valor medio, un componente de variabilidad asociado a la parcela (con desviación típica entre parcelas SD_{out}) y un componente de variabilidad intraparcela (con desviación típica intraparcela SD_{in}). Para ello se ajustó un modelo de componentes de la varianza para cada simulación. Además de los modelos calibrados, se evaluaron el modelo incluyendo únicamente los efectos fijos y el modelo trivial que supone crecimiento constante.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Se eligió las variable $\ln((D_2 - D_1) + I)$ como dependiente en el modelo, en la que se añade el valor constante 1 para obtener una distribución normal de los residuos y una varianza constante (HÖKKÄ *et al.*, 1997). Los parámetros fijos se corresponden con lo observado en otros modelos y son significativos al 0,05 y el factor parcela al 0,01. El ratio empírico de SNOWDON (1991) fue 1,047088161. La expresión del modelo resultante fue:

$$\begin{aligned} \ln((D_{ij2} - D_{ij1}) + I) = & 0,8351(0,2085) \\ & + 0,1273(0,05586) \cdot \ln(D_{ij1}) \\ & - 0,00006(0,00002) \cdot D_{ij1}^2 \\ & - 0,01216(0,00302) \cdot BAL_{ij} \\ & - 0,00016(0,00006) \cdot N_j \\ & - 0,03386(0,01222) \cdot H_{0j} \\ & + 0,04917(0,01165) \cdot SI_j \\ & - 0,1991(0,07089) \cdot STR_k + u_j + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

$$u_j \sim N(0, 0,02467)$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, 0,08966)$$

SD en ()

donde: D_{ij2} = diámetro normal en diez años del árbol i perteneciente a la parcela j (cm); D_{ij1} = diámetro normal actual del árbol i perteneciente a la parcela j (cm); BAL_{ij} = área basimétrica de los árboles más grandes que el árbol i de la parcela j (m^2/ha); H_{0j} = altura dominante de la parcela j (m); SI_j = índice de sitio a los 60 años de la parcela j (m); STR_k = estrato k cuyo valor es 1 si pertenece al estrato 1 y 0 si pertenece al resto, según definición de ELENA ROSSELLÓ (1997); u_j es un parámetro aleatorio específico de la parcela; y ε_{ij} son los términos residuales del error. La importancia de las variables en orden descendente teniendo en cuenta la variabilidad explicada es BAL , SI , STR , H_0 , N , y D_1 .

La relación entre el diámetro normal (D_1) y el crecimiento en diámetro tiene una forma unimodal típica del crecimiento en el árbol (Figura 1). El área basimétrica de los árboles mayores (BAL), la densidad y la altura dominante (H_0) muestran que un aumento de la competencia y el grado de maduración de la masa llevan a una reducción en el crecimiento. El BAL (competencia de los árboles más grandes sobre los más pequeños) explica mas variabilidad que la densidad (competencia entre los pies independientemente de su tamaño) (CANDEL *et al.*, 1984) al encontrarnos una estructura de monte bajo en la que los pies se distribuyen por golpes o grupos. La calidad de estación, presente en la mayoría de estos modelos con un alto grado de significación (HYNYNEN, 1995), determina que a mayor calidad mayor crecimiento. Las variables biogeoclimáticas utilizadas pertenecían a las estaciones climáticas más cercanas y no incluían las condiciones específicas del sitio, por lo que fueron

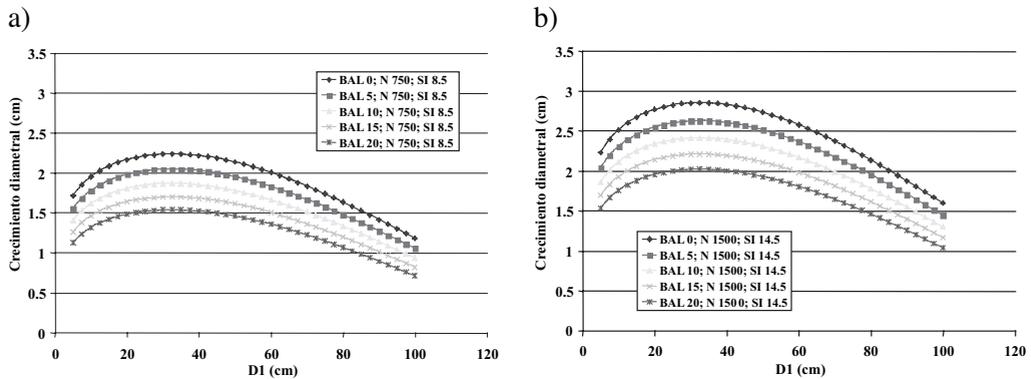


Figura 1. Relación entre el modelo propuesto y las variables independientes (BAL=área basimétrica de los árboles mayores; N= densidad, en pies por hectárea; SI= índice de sitios a los 60 años)

consideradas sólo indirectamente al incluir la variable estrato en el modelo según la definición de ELENA ROSSELLÓ (1997). Las condiciones del estrato 1, ubicado principalmente en la zona cantábrica donde la precipitación es más alta y las temperaturas medias más bajas, se presentan como las más favorables para el crecimiento.

El modelo estocástico (Ecuación 2) presenta unos estadísticos similares si aplicamos únicamente la parte fija, destacando la mejora la eficiencia desde un 17.5 a un 44.4% (Tabla 3). La baja eficiencia del modelo de efectos fijos puede deberse a diferentes causas: i) características particulares de la especie; ii) la gestión realizada en el pasado no ha sido incluida en el modelo; iii) las características edáficas y climáticas específicas de la parcela no están disponibles. No existen tendencias apreciables en los residuos del modelo completo ni en la escala logarítmica ni en la aritmética con respecto al crecimiento del diámetro

predicho o cualquier variable independiente del modelo. No obstante, en los valores de predicción altos existe cierta variabilidad debido al menor número de datos en crecimientos mayores de 4 cm (49 árboles de un total de 606) (Figura 2a).

Observando los resultados de la calibración (Tabla 4), el modelo trivial presenta unos buenos resultados comparado con el modelo de efectos fijos, mejorando RMSE, rRMSE, Mef, SD_{out} y SD_{in} , y empeorando *Bias* y *rBias*. Estos resultados pueden deberse a que las especies del género *Quercus* tienen crecimiento lento y más o menos constante. Aún así, pueden producirse sobreestimaciones si aplicamos el modelo trivial en predicciones de grandes crecimientos (Figura 2b). Comparando el modelo de efectos fijos y el que incluye variables aleatorias, los resultados son similares para *Bias*, *rBias* y SD_{in} . Destaca la mejora de la eficiencia (desde 0,02 a 0,49) añadiendo una única medida de incremento en diámetro por parcela o más.

Criterio	Datos de ajuste	
	Modelo fijo	Modelo aleatorio
<i>Bias</i>	-2,1164E-15	6,7419E-16
<i>rBias</i>	0,0025	-0,0049
<i>RMSE</i>	1,1396	0,9355
<i>rRMSE</i>	0,3572	0,2808
<i>Mef</i>	0,1748	0,4438
Variables definidas en el texto		

Tabla 3. Estadísticos de ajuste del modelo de crecimiento diametral

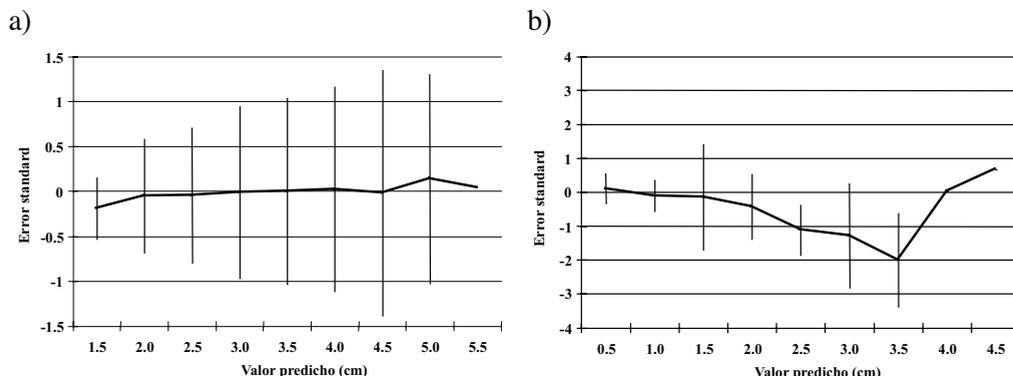


Figura 2. Errores (media \pm SD) en escala real del modelo estocástico (Eq. 2) respecto al crecimiento diametral predicho en los datos de ajuste (a) y del modelo trivial respecto al crecimiento diametral predicho en los datos de validación (b)

Los datos de ajuste se obtuvieron a partir del crecimiento en 10 años de árboles medidos en el Inventario Forestal Nacional, sistema que presenta diferentes desventajas (TRASOBARES *et al.*, 2004), y no facilita la variación anual del crecimiento, la cual puede ser una fuente de incertidumbre en predicciones a corto plazo (5-10 años) (EID, 2000). Respecto a los datos de validación, la extracción de canutillos en este tipo de especies es difícil ya que el centro del crecimiento puede no coincidir con el centro geométrico del árbol y pueden encontrarse dos o más centros de crecimiento en el mismo pie. Se recomienda por tanto tomar dos mediciones diametralmente opuestas por árbol o incluso realizar análisis de tronco.

Por último, recordar que las masas abiertas (dehesas) no han sido incluidas en el estudio. CABANETTES *et al.* (1999) sugirió adaptar los modelos convencionales de crecimiento indicando que el crecimiento en diámetro de masas de baja densidad tardan más en alcanzar el punto de inflexión y tienen una asíntota más elevada que las masas más densas.

Agradecimientos

Este estudio fue llevado a cabo durante la estancia de P. Adame en el Centro de Investigación de Vantaa (Instituto de Investigación Forestal Finés, METLA) en Helsinki (Finlandia), financia-

	Modelo fijo	Modelo trivial	Modelo calibrado		
			1 árbol	2 árboles	3 árboles
Parcelas	30	30	30	30	30
Árboles	190	190	190	190	190
Bias	1,4047E-15	-0,1150	-0,00036	6,0481E-18	3,8391E-18
rBias	0,0374	-0,1240	0,0022	0,0026	0,0025
RMSE	0,5899	0,4006	0,4194	0,4089	0,4001
rRMSE	0,3060	0,3259	0,348	0,3363	0,3147
Mef	0,0241	0,5277	0,4959	0,5172	0,5569
SDout	0,4030	0,2865	0,4207	0,4105	0,4022
SDin	0,3962	0,2071	0,0521	0,0524	0,0496
Variables definidas en el texto					

Tabla 4. Comparación entre los modelos de efectos fijos, trivial y calibrado aplicados en los datos de validación

do por el Consejo Social de la Universidad Politécnica de Madrid (UPM).

BIBLIOGRAFÍA

- ADAME, P.; CAÑELLAS, I.; ROIG, S. & DEL RIO, M.; 2006. Modelling dominant height growth and site index curves for rebollo oak (*Quercus pyrenaica* Willd.). *Ann. For. Sci.* 63: 929-940.
- ANDREASSEN, K. & TOMTER, S.M.; 2003. Basal area growth models for individual trees of Norway spruce, Scots pine, birch and other broadleaves in Norway. *Forest Ecol. Manage.* 180: 11-24.
- BIGING, G.S.; 1985. Improved estimates of site index curves using varying-parameter model. *For. Sci.* 31: 248-257.
- CABANETTES, A.; AUCLAIR, D. & IMAM, W.; 1999. Diameter and height growth curves for widely spaced trees in European agroforestry. *Agroforestry Systems* 43: 169-181.
- CALAMA, R. & MONTERO, G.; 2005. Multilevel linear mixed model for tree diameter increment in Stone pine (*Pinus pinea*): a calibrating approach. *Silva Fennica* 39: 37-54.
- CANNEL, M.G.R.; ROTHERY, P. & FORD, E.D.; 1984. Competition within stands of *Picea sitchensis* and *Pinus contorta*. *Ann. Bot.* 53: 349-362.
- EID, T.; 2000. Use of uncertain inventory data in forestry scenario models and consequential incorrect harvest decisions. *Silva Fennica* 34: 89-100.
- ELENA ROSELLÓ, R.; 1997. *Clasificación biogeoclimática de España Peninsular y Balear*. MAPA. Madrid.
- HÖKKÄ, H.; ALENUS, V. & PENTTILÄ, T.; 1997. Individual-tree basal area growth models for scots pine, pubescens birch and norway spruce on drained peatlands in Finland. *Silva Fennica* 31: 161-178.
- HYNYNEN, J.; 1995. Predicting the growth response to thinning for Scots Pine stands using individual-tree growth models. *Silva Fennica* 29: 225-246.
- LAIRD, N.M. & WARE, J.H.; 1982. Random-effects models for longitudinal data. *Biometrics* 38: 963-974.
- LAPPI, J.; 1991. Calibration of height and volume equations with random parameters. *For. Sci.* 37: 781-801.
- SÁNCHEZ, O.; SÁNCHEZ, F. & CARRETERO, M.P.; 1999. *Modelos y cartografía de estimaciones climáticas termopluviométricas para la España peninsular*. INIA. Madrid.
- SAS, I.I.; 2001. *The SAS System for Windows Release 6.12*. In.
- SNOWDON, P.; 1991. A ratio estimator for bias correction in logarithmic regressions. *Can. J. For. Res.* 21: 720-724.
- TRASOBARES, A.; PUKKALA, T. & MIINA, J.; 2004. Growth and yield model for uneven-aged mixtures of *Pinus sylvestris* L. and *Pinus nigra* Arn. in Catalonia, north-east Spain. *Ann. For. Sci.* 61: 9-24.