2025 | 16·20
GIJÓN | JUNIO
9º CONGRESO FORESTAL ESPAÑOL

9CFE-1714

Actas del Noveno Congreso Forestal Español
Edita: **Sociedad Española de Ciencias Forestales. 2025**.
ISBN: **978-84-941695-7-1**

Organiza

Efecto de las claras en las predicciones del modelo de crecimiento en área basimétrica para rodales regulares de *Quercus robur* L. en Galicia

GÓMEZ-GARCÍA, E., ROZADOS LORENZO, M.J. y SILVA PANDO, F.J.
Departamento de Ecosistemas Forestales. Centro de Investigación Forestal de Lourizán. Xunta de Galicia. Pontevedra.

Resumen

Quercus robur L. es la especie arbórea dominante en los bosques autóctonos de Galicia. En el desarrollo del modelo vigente para la predicción del crecimiento en área basimétrica para rodales regulares de *Q. robur* en Galicia no se consideró de manera explícita el efecto de las claras. Para el presente estudio se contó con datos independientes que provienen de un ensayo de claras que incluía tres áreas de ensayo, las cuales están instaladas en masas naturales regulares de *Q. robur*, en tres localidades gallegas. Los tratamientos consistieron en la eliminación del 15, 35 y 55% del área basimétrica y un tratamiento control (0%). El modelo previamente desarrollado predice la evolución del área basimétrica con un error medio de predicción ($|\bar{r}_p|$) de 0,93 m^2/ha, tiene una eficiencia del 94% y el error crítico se sitúa en el 16%. El valor de $|\bar{r}_p|$ por tratamientos fue: 0%=1,33, 15%=0,79, 35%=0,92 y 55%=0,71 m^2/ha. Por lo tanto, se puede concluir que el modelo previamente desarrollado predice adecuadamente la evolución del área basimétrica, incluso para elevados pesos de clara.

Palabras clave

Roble, carballo, peso de clara.

1. Introducción

Quercus robur L. es la especie de roble (género *Quercus*) más ampliamente distribuida en el mundo, cubriendo la mayor parte de Europa y gran parte de Asia Menor y el Cáucaso (DÍAZ-FERNÁNDEZ et al., 1995). El límite suroccidental del área de distribución de esta especie es la Península Ibérica (DÍAZ-FERNÁNDEZ et al., 1995). Este roble predomina en las áreas cantábricas y atlánticas y es la especie arbórea dominante en los bosques autóctonos de Galicia, donde cubre aproximadamente 125.000 ha en masas puras (MARM, 2011).

Las variables más comúnmente utilizadas para medir la densidad de una masa forestal, y así poder predecir su crecimiento y producción de madera, son el número de árboles por hectárea y el área basimétrica. Por esta razón, uno de los aspectos clave en un modelo de crecimiento de rodal es la ecuación que calcula el incremento en el área basimétrica. Esta variable está estrechamente vinculada con otras esenciales en la gestión forestal, como el volumen o el diámetro medio cuadrático, y se emplea con frecuencia para planificar las intervenciones silvícolas de claras.

La ecuación de proyección de área basimétrica actualmente en vigor para rodales regulares y monoespecíficos de *Q. robur* en Galicia (Ecuación [1]) es la desarrollada por GÓMEZ-GARCÍA et al. (2015). Esta ecuación es una versión modificada del modelo de Clutter (1963).

$$G_2 = G_1^{A_1/A_2} \exp\left[0{,}8579 \ln(H_1)\left(1 - \frac{A_1}{A_2}\right) + 0{,}3060 \ln(N_1)\left(1 - \frac{A_1}{A_2}\right)\right]$$

donde G_1, H_1 y N_1 representan, respectivamente, el área basimétrica (m^2/ha), la altura dominante (m) y el número de árboles por hectárea a la edad inicial A_1 (años) y G_2 es el área basimétrica predicha (m^2/ha) a la edad A_2 (años).

Esta ecuación se desarrolló empleando los datos de una red de 68 parcelas permanentes instaladas por investigadores de la Unidade de Xestión Forestal Sostible de la Universidad de Santiago de Compostela entre los años 1999 y 2001. Estas parcelas se localizan en rodales regulares y monoespecíficos (85% o más del área basimétrica pertenecía a *Q. robur*) y fueron inventariadas en dos o en tres ocasiones. Las parcelas se localizaron a lo largo del área de distribución de la especie en Galicia y fueron seleccionadas subjetivamente para representar el rango existente de edades, densidades y calidad de estación.

En el desarrollo de esta ecuación no se consideró de manera explícita el efecto de las claras por no disponer de datos de ensayos de claras. Sin embargo, de forma independiente, entre los años 1998-1999, el Centro de Investigación Forestal de Lourizán instaló tres áreas de ensayo de claras en masas monoespecíficas y regulares de *Q. robur* en tres localidades gallegas. Estos datos presentan la ventaja de ser independientes de los utilizados para el desarrollo de la ecuación [1] por ser recopilados en diferentes localizaciones, para diferentes propósitos y por diferentes equipos (BURKHART & TOMÉ, 2012).

Algunos estudios (p. ej., PIENAAR & SHIVER, 1984; AMATEIS, 2000; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ et al., 2010) concluyeron que existe una ligera diferencia en el crecimiento del área basimétrica entre rodales aclarados y no aclarados de la misma edad inicial, índice de sitio y área basimétrica. Para tener en cuenta el efecto de las claras en el crecimiento en área basimétrica se podrían emplear dos métodos (CASTEDO-DORADO et al., 2007): (i) desarrollar diferentes ecuaciones para rodales aclarados y no aclarados que tienen la misma estructura matemática, pero que se han parametrizado utilizando diferentes conjuntos de datos (p. ej. KNOEBEL et al., 1986; BARRIO ANTA et al., 2006), (ii) incluir una función de respuesta a la clara para expresar el crecimiento del área basimétrica de un rodal aclarado como producto de un crecimiento de referencia en rodales no aclarados y la función de respuesta a la clara (p. ej. HYNYNEN, 1995; HASENAUER et al., 1997). Sin embargo, CLUTTER et al. (1992) concluyeron que en ensayos de clara en rodales regulares los efectos de la clara sobre el crecimiento en área basimétrica o volumen han sido inconsistentes, y los resultados de la mayoría de los estudios apoyan la conclusión general de que los tratamientos de clara no afectan significativamente al crecimiento, excepto cuando una densidad excesiva en un rodal no aclarado pueda limitar en gran medida el desarrollo de raíces y copa o en el caso de masas aclaradas con un excesivo peso de clara donde los recursos del rodal quedan infrautilizados durante algún tiempo.

2. Objetivos

El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto de las claras en las predicciones del actual modelo de estimación de crecimiento en área basimétrica para rodales de *Quercus robur* en Galicia y discutir si es necesario volver a desarrollar este modelo con una metodología que tenga en cuenta de manera explícita el efecto de las claras.

3. Metodología

Datos:

Para evaluar el efecto de las claras en las predicciones del modelo se aprovechó la oportunidad de poseer los datos de un ensayo de claras en masas monoespecíficas y regulares de *Q. robur* en la misma región. Este ensayo consta de tres áreas de ensayo instaladas entre los años 1998-1999 en tres localidades gallegas, por el Centro de Investigación Forestal de Lourizán. Las tres localizaciones representan las distintas zonas y tipos de robledal gallego (SILVA-PANDO y RIGUEIRO, 1992). Los ensayos de Boimente y de Labio, ambos instalados en 1998, se localizan en la provincia de Lugo; el ensayo de Cotobade, instalado en 1999, en la provincia de Pontevedra. Las áreas de ensayo presentan suelos profundos (profundidad >70 cm) desarrollados sobre granitos. El clima es oceánico, en Boimente es oceánico húmedo, en Labio oceánico continental y en Cotobade oceánico húmedo con tendencia a la aridez estival (PÉREZ ALBERTI, 1982). El diseño experimental es el mismo en las tres áreas de ensayo, son ensayos de tres bloques completos aleatorizados con cuatro tipos de tratamiento lo que equivale a 12 parcelas elementales por localización. La superficie de la parcela elemental es de 1600 m^2 (40 x 40 m), salvo en Cotobade que es 900 m^2 (30 x 30 m), debido a la menor superficie del rodal.

Una vez replanteadas las parcelas del ensayo de claras, se numeraron con chapas metálicas todos los árboles de diámetro superior a 5 cm. El diámetro normal se midió en todos los píes marcados, por medio de una forcípula con precisión milimétrica tomando dos medidas en cruz a la altura de 1,30 m. En una muestra de árboles se midió la altura total de cada uno con hipsómetro Blume-Leiss o Vertex III. A continuación, se procedió al señalamiento y corta de los árboles correspondientes a cada tratamiento de clara, aplicando unos porcentajes de corta sobre el área basimétrica inicial (*G*) de cada parcela del 0% (control), 15%, 35% y 55%. Los umbrales que definen un peso de clara débil, moderado o fuerte varían según el estudio de claras considerado, pero los rangos promedio del porcentaje de área basimétrica eliminada en los tratamientos de clara son: ligero (<20%), moderado (20-35%) y fuerte (>35%) (DEL RÍO et al., 2017). Por lo tanto, se definen los tratamientos realizados como clara débil (15%), moderada (35%) y fuerte (55%). El criterio de clara fue mixto, seleccionando tanto árboles dominados como dominantes, cuando había dos de este tipo muy cercanos o procedentes de la misma cepa. Después de la clara, con un intervalo aproximado de tres años, se midió la masa residual en las tres áreas de ensayo. Las variables a medir fueron las mismas que en la instalación de los ensayos, el diámetro normal de todos los árboles vivos y la altura total en una muestra de árboles. Para las remediciones se empleó forcípula con precisión milimétrica e hipsómetro Vertex IV.

Para este estudio, en Cotobade se utilizaron los datos de tres remediciones posteriores a la clara porque a partir de la tercera remedición se ejecutó una clara, ajena al ensayo de claras, donde no se realizó una medición justo anterior a la clara e inmediatamente posterior. Esta área de ensayo no sigue activa en la actualidad. Boimente y Labio siguen activas en la actualidad y cuentan con siete remediciones posteriores. Los datos del presente ensayo de claras no cubren todo el rango de área basimétrica de los datos empleados en el desarrollo de la ecuación de proyección de área basimétrica (Tabla 1 y Figura 1).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los datos empleados para el desarrollo de la

ecuación de proyección de área basimétrica (ecuación [1]) y del ensayo de claras.

Variable	Media	Mín.	Máx.	Desv. est.	
G	2	33,0	13,1	68,8	9,3
G	2	16,6	6,7	27,0	5,0

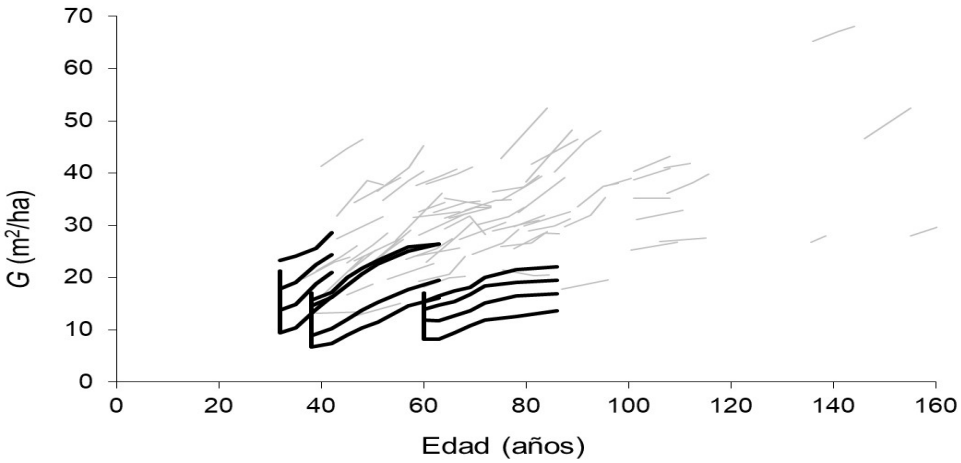

Figura 1. Evolución del área basimétrica en los datos utilizados para el desarrollo de la ecuación [1] (líneas grises) y en el ensayo de claras (líneas gruesas negras). Los datos del ensayo de claras se presentan agrupados por área de ensayo y por tratamiento.

Evaluación del modelo de proyección de área basimétrica:

Para la validación de un modelo los criterios deben ser establecidos explícitamente porque no existen estándares universales para seleccionar qué procedimientos de prueba o criterios utilizar (RYKIEL, 1996). En este estudio la comparación entre los valores predichos y observados se basó en análisis numéricos y gráficos. El análisis gráfico incluyó el examen del gráfico de las curvas predichas superpuestas a las trayectorias observadas. El análisis numérico consistió en comparar los siguientes estadísticos obtenidos a partir de los residuos (MYERS, 1990; BURKHART & TOMÉ, 2012): el sesgo medio ($\bar{r}_p$), el error absoluto medio de predicción ($|\bar{r}_p|$), la raíz del error medio cuadrático (REMC) y la eficiencia del modelo (*ef*) que es análoga a R^2:

donde Y_i, $\hat{Y}_i$ y $\bar{Y}$ son respectivamente los valores observados, estimados y promedio de la variable dependiente y n es el número total de observaciones utilizadas.

También se utilizó una prueba de chi-cuadrado (X^2) para evaluar si la varianza de

las predicciones se encontraba dentro de ciertos límites de tolerancia. En este estudio, para la prueba de chi-cuadrado se utilizó la formulación que se obtiene reordenando la estadística de FREESE (1960) (REYNOLDS, 1984):

donde $E_{crit.}$ es el error crítico, expresado como un porcentaje de la media observada, T es una desviación normal estándar para un nivel de probabilidad especificado (T = 1,96 para $\propto$= 0,05), $X^2_{crit.}$ se obtiene para $\propto$= 0,05 y n grados de libertad, y las otras variables ya se han explicado anteriormente.

Los estadísticos mencionados se calcularon de manera global con los residuos obtenidos de las predicciones de la ecuación [1]. Posteriormente se calcularon los estadísticos de sesgo medio ($\bar{r}_p$), el error absoluto medio de predicción ($|\bar{r}_p|$) y la raíz del error medio cuadrático (REMC) por tratamientos de clara para evaluar las predicciones del modelo en masas no aclaradas y con diferentes pesos de clara.

4. Resultados

La ecuación [1] predijo una evolución de área basimétrica próxima a los valores observados (Figura 2). De manera global el modelo sobreestima el área basimétrica ($\bar{r}_p$= -0,345 m^2/ha) y genera un error medio de predicción de 0,93 m^2/ha (Tabla 2).

Si se evalúa las predicciones del modelo según el peso de clara, la ecuación [1] sobreestima el área basimétrica para las parcelas control y con peso de clara del 15 y del 35%. Por el contrario, la ecuación [1] subestima G para las parcelas con peso de clara del 55% (Tabla 2). Con respecto a los errores de predicción el modelo genera los mayores errores para las parcelas control (peso de clara = 0%) y los menores para las parcelas con los pesos de clara más elevados (55%). Al contrario que con el sesgo, en los errores de predicción no existe una tendencia en relación con el peso de clara.

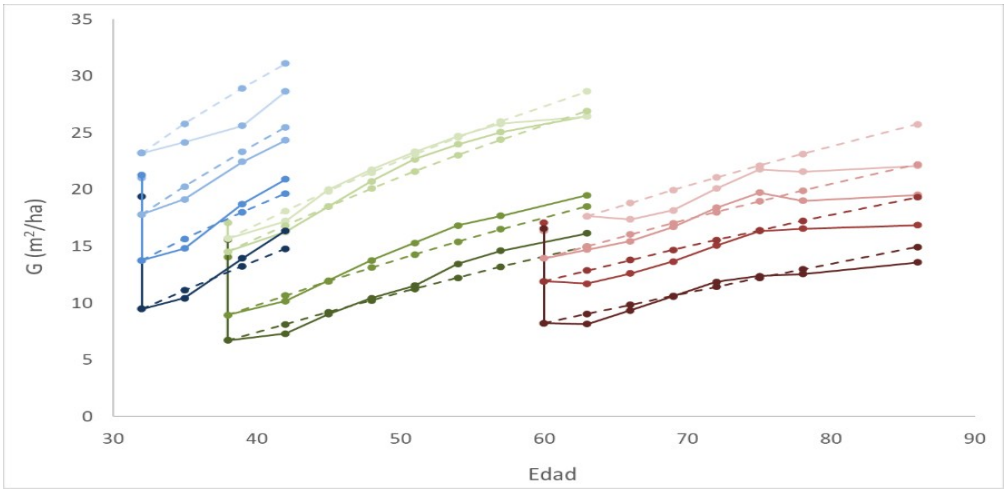

Figura 2. Evolución del área basimétrica en el ensayo de claras (líneas continuas) superpuesta a las predicciones del modelo (líneas discontinuas). Los datos se presentan agrupados por área de ensayo y por tratamiento. Cada color se corresponde con un área de ensayo: Boimente (rojo), Labio (verde) y Cotobade (azul). Las diferentes tonalidades representan diferentes pesos de clara.

Tabla 2. Estadísticos del error de predicción de la ecuación [1] aplicada a los datos del ensayo de claras. Para el conjunto de los datos (global) y según tratamiento de clara (0%, 15%, 35%, 55%).

Global		Por tratamiento					
		0%	15%	35%	55%		
$\bar{r}_p$	(m2/ha)	-0,345	-1,233	-0,268	-0,063	0,132	
$\lvert \bar{r}_p \rvert$	(m2/ha)	0,931	1,326	0,792	0,922	0,708	
REMC (m2/ha)		1,195	1,728	0,976	1,070	0,852	
ef	(%)	94,5					
$E_{crit.}$	(%)	15,7					

5. Discusión

Considerando la precisión requerida para la modelización del crecimiento forestal, en el que un error de predicción promedio de la media observada en intervalos de confianza del 95% dentro de ±10%−20% es generalmente realista y razonable (HUANG et al., 2003), se puede afirmar, sobre la base de las estadísticas de error crítico obtenidas, que la ecuación [1] proporciona predicciones satisfactorias. En relación al sesgo, la tendencia es similar a otros ensayos de claras (CASTEDO-DORADO et al., 2007) donde la ratio de crecimiento de *G* en parcelas aclaradas excede al de parcelas no aclaradas para rodales de las mismas características. Esto provoca una tendencia a la sobrestimación de G en parcelas no aclaradas y de subestimación de G en parcelas aclaradas.

BARRIO ANTA et al. (2006) y CASTEDO-DORADO et al. (2007) propusieron la misma ecuación de crecimiento en área basimétrica para rodales aclarados y no aclarados de *Pinus pinaster* Ait. y *Pinus radiata* D. Don en Galicia, respectivamente. Al igual que en el desarrollo de la ecuación [1], en estos estudios los datos provenían de rodales aclarados y no aclarados, por lo que se asumía que el efecto de la clara era una parte inherente del modelo. Estos autores concluyeron que cualquier resultado contradictorio relacionado con la "teoría de los efectos de la clara" puede atribuirse, al menos en parte, a la estructura específica de los conjuntos de datos experimentales. BARRIO ANTA et al. (2006) y CASTEDO-DORADO et al. (2007) no consideraron elevados pesos de clara, por lo que el efecto de las claras poco intensas no parecía ser importante (GARCÍA, 1990). En el ensayo de claras que se utilizó en este estudio uno de los tratamientos consistía en un elevado peso de clara (55% del área basimétrica), sin embargo, los valores de área basimétrica que predijo la ecuación [1] para este tratamiento fueron los que más se aproximaron a los valores observados.

Los datos del ensayo de claras utilizados en este estudio representan rodales de edad intermedia. Como se señalaba en GÓMEZ-GARCÍA et al. (2015), las funciones de crecimiento en altura dominante (H_0), número de pies por hectárea (*N*) y área basimétrica (*G*) deben utilizarse con precaución en rodales jóvenes (edad inferior a 20 años) y también deben utilizarse con precaución en rodales adultos (edad superior a 100 años) y con un alto índice de sitio, debido a la falta de datos

observados en el desarrollo de tales funciones, lo que es muy común en muchos conjuntos de datos forestales (WEISKITTEL et al., 2011).

6. Conclusiones

El modelo desarrollado por GÓMEZ-GARCÍA et al. (2015) predice adecuadamente la evolución del área basimétrica para rodales regulares y monoespecíficos de *Q. robur* en Galicia, incluso en rodales aclarados. Por lo tanto, no se considera necesario volver a desarrollar este modelo con una metodología que tenga en cuenta de manera explícita el efecto de las claras. Sin embargo, se debe tener en cuenta que los datos del ensayo de claras utilizados en este estudio no representan todo el rango de área basimétrica de los datos empleados en el desarrollo de la ecuación de proyección de área basimétrica.

7. Agradecimientos

Para la instalación, mantenimiento y mediciones del ensayo de claras a lo largo de este periodo, que comprende 26 años, se ha contado con la financiación de dos proyectos de investigación europeos (INTERREG Atlantic Area REINFFORCE y REINFFORCE-2), dos proyectos nacionales (INIA SC98-062 y RTA2005-00218-00-00) y un proyecto autonómico (PGIDT-MAN502). Agradecer la participación del personal del Centro de Investigación Forestal de Lourizán, destacando la contribución, por orden alfabético, de José Norberto Bermejo Pérez, Marina Bustos Vázquez, Enrique Diz Dios, Áurea Pazos Pereira y Agustín Quintairos Folgoso. También destacar la participación de alumnos de la Universidad de Santiago de Compostela y del profesor Juan Gabriel Álvarez González.

8. Bibliografía

ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J.G.; ZINGG, A.; GADOW, K.V.; 2010. Estimating growth in beech forests: a study based on long term experiments in Switzerland. *Ann. For. Sci.* 67, 307p1–307p13

AMATEIS, R.L.; 2000. Modeling response to thinning in loblolly pine plantations. *South. J. Appl. For.* 24, 17–22

BARRIO-ANTA, M.; CASTEDO-DORADO, F.; DIÉGUEZ-ARANDA, U.; ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G.; PARRESOL, B.R.; RODRÍGUEZ, R.; 2006. Development of a basal area growth system for maritime pine in northwestern Spain using the generalized algebraic difference approach. *Can. J. For. Res.* 36, 1461–1474

BURKHART, H.E.; TOMÉ, M.; 2012. Modeling forest trees and stands. Springer. Dordrecht. Netherlands

CASTEDO-DORADO, F.; DIÉGUEZ-ARANDA, U.; BARRIO-ANTA, M.; ÁLVAREZ GONZÁLEZ, J.G.; 2007. Modelling stand basal area growth for radiata pine plantations in Northwestern Spain using the GADA. *Ann. For. Sci.* 64, 609–619

CLUTTER, J.L.; 1963. Compatible growth and yield models for loblolly pine. *For. Sci.* 9(3), 354–371

CLUTTER, J.L.; FORTSON, J.C.; PIENAAR, L.V.; BRISTER, G.H.; BAILEY, R.L.; 1992. Timber management: a quantitative approach (2nd ed). Krieger. Malabar, Florida

DEL RIO, M.; BRAVO-OVIEDO, A.; PRETZSCH, H.; LÖF, M.; RUIZ-PEINADO, R.; 2017. A review of thinning effects on Scots pine stands: From growth and yield to new

challenges under global change. *For. Syst.* 26(2), eR03S

DÍAZ-FERNÁNDEZ, P.M.; JIMÉNEZ SANCHO, P.; MARTÍN ALBERTOS, S.; TUERO, Y.de; REYNA, M.; GIL SÁNCHEZ, L.; 1995. Regiones de procedencia de *Quercus robur* L., *Quercus petraea* (Matt.) Liebl. y *Quercus humillis* (Miller). Publicaciones del ICONA. MAPA. Madrid

FREESE, F.; 1960. Testing accuracy. *For. Sci.* 6, 139−145

GARCÍA, O.; 1990. Growth of thinned and pruned stands. En: JAMES, R.Ñ.; TARLTON, G.L. (eds), Proceedings of a IUFRO Symposium on New Approaches to Spacing and Thinning in Plantation Forestry. Rotorua, New Zealand, Ministry of Forestry, FRI Bulletin 151, 84−97

GÓMEZ-GARCÍA, E.; CRECENTE-CAMPO, F.; BARRIO-ANTA, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U; 2015. A disaggregated dynamic model for predicting volume, biomass and carbon stocks in even-aged pedunculate oak stands in Galicia (NW Spain). *Eur. J. Forest. Res.* 134, 569–583

HASENAUER, H.; BURKHART, H.E.; AMATEIS, R.L.; 1997. Basal area development in thinned and unthinned loblolly pine plantations. *Can. J. For. Res.* 27, 265–271

HUANG, S.; YANG, Y.; WANG, Y; 2003. A critical look at procedures for validating growth and yield models. En: AMARO, A.; REED, D.; SOARES, P. (eds). Modelling Forest Systems. CAB International, Wallingford, Oxfordshire, UK, pp 271–293

HYNYNEN, J.; 1995. Predicting the growth response to thinning for Scots pine stands using individual-tree growth models. *Silva Fenn.* 29, 225–247

KNOEBEL, B.R.; BURKHART, H.E.; BECK, D.E.; 1986. A growth and yield model for thinned stands of yellow-poplar. *For. Sci.* Monogr. 27

MARM; 2011. Cuarto Inventario Forestal Nacional – Galicia. Dirección General de Medio Natural y Política Forestal. Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino, Madrid

MYERS, R.H.; 1990. Classical and Modern Regression with Applications, 2nd ed. Duxbury Press, Belmont, California

PÉREZ ALBERTI, A.; 1982. Climatoloxía. En: PÉREZ ALBERTI, A. (ed.). Xeografía de Galicia. Tomo I: O Medio. Editorial Sálvora, Santiago de Compostela, pp 71–96

PIENAAR, L.V.; SHIVER, B.D.; 1984. An analysis and models of basal area growth in 45-year-old unthinned and thinned slash pine plantation plots. *For. Sci.* 30, 933–942

REYNOLDS, M.R. Jr; 1984. Estimating the error in model predictions. *For. Sci.* 30, 454−469

RYKIEL, E.J. Jr; 1996. Testing ecological models: the meaning of validation. *Ecol. Mod.* 90, 229–244

SILVA-PANDO, F.J.; RIGUEIRO, A.; 1992. Guía das Árbores e Bosques de Galicia. Ed. Galaxia. Vigo

WEISKITTEL, A.R.; HANN, D.W.; KERSHAW, J.A. Jr; VANCLAY, J.K.; 2011. Forest Growth and Yield Modeling. Wiley-Blackwell. Oxford. UK