

TESIS DOCTORAL

MODELIZACIÓN DEL
CRECIMIENTO Y LA PRODUCCIÓN
DE PLANTACIONES DE
Eucalyptus globulus LABILL. EN EL
NOROESTE DE ESPAÑA

Juan Daniel García Villabrille

R.D. 99/2011

Departamento de Enxeñaría Agroforestal
Escola Politécnica Superior
Lugo, junio de 2015



TESIS DOCTORAL

MODELIZACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA PRODUCCIÓN DE PLANTACIONES DE *Eucalyptus globulus* LABILL. EN EL NOROESTE DE ESPAÑA

Juan Daniel García Villabrille

R.D. 99/2011

Departamento de Enxeñaría Agroforestal
Escola Politécnica Superior

Lugo, 2015



TESIS DOCTORAL

MODELIZACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA PRODUCCIÓN DE PLANTACIONES DE *Eucalyptus globulus* LABILL. EN EL NOROESTE DE ESPAÑA

Fdo:

Juan Daniel García Villabrille

R.D. 99/2011

Departamento de Enxeñaría Agroforestal
Escola Politécnica Superior

Lugo, 2015



TESIS DOCTORAL

MODELIZACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA PRODUCCIÓN DE PLANTACIONES DE *Eucalyptus globulus* LABILL. EN EL NOROESTE DE ESPAÑA

Juan Daniel García Villabrille

Memoria para optar al grado de Doctor realizada bajo la dirección de los Doctores del Departamento de Ingeniería Agroforestal de la Universidad de Santiago de Compostela, Dr. ALBERTO ROJO ALBORECA, Dr. ULISES DIÉGUEZ ARANDA y Dr. FELIPE CRECENTE CAMPO

VºBº

El Director de Tesis

ALBERTO ROJO
ALBORECA

VºBº

El Director de Tesis

ULISES DIÉGUEZ
ARANDA

VºBº

El Director de Tesis

FELIPE CRECENTE
CAMPO

Lugo, 2015

Agradecimientos

Quisiera dar las gracias a todas las personas que me han ayudado en la elaboración de esta tesis, ya que sin ellos no habría sido posible.

A mis tutores, Alberto, Ulises y Felipe, por saber aclarar mis dudas y tener paciencia para hacerme entender las cosas. Son muchas y muy variadas sus aportaciones, y sin duda han sido los directores que cualquiera querría. Gracias por confiar en mí y por vuestra ayuda.

A mi compañero de fatigas, Horacio, por hacer que el trabajo de campo sea un placer entre tanto tojal y silveiral, y aportar el punto de calidad que precisan los siempre necesarios datos. A Manuel (Rodil), por la inestimable ayuda con los códigos de R y aguantarme como compañero de laboratorio, te deseo lo mejor, aunque no necesites suerte porque eres un fenómeno. A Germán, Elías, Jorge y Campos, quienes ayudaron en los trabajos de campo y de laboratorio, facilitando esta ardua labor.

A Juan Gabriel y Fernando Castedo, que siempre me echaron un cable en las dudas que les planteé. No quisiera tampoco olvidarme de Roque, que fue la primera persona con quien hice un trabajo de investigación, y que sin duda ha influido en mi carrera.

A los amigos que habiendo terminado este camino antes que yo, siempre me animaron y me ayudaron, como César, Esteban, Fernando, Felipe o Edu.

A Almudena, que sin ella sería imposible hacer todo y nada, y nos anima cada día.

A todos los que pusieron su granito de arena cuando hizo falta, como Covelo, Fina, Klaus von Gadow, Ana Cabaneiro, Irene, Christine, Guillermo Riesco, Ana Daría, Javier Gorgoso, Sara, Beatriz Omil o Cristina Eimil.

A Fernando, que me ayudó cuando me fui a Portugal y que ha hecho un gran trabajo con la aplicación EucaTool[®].

También quisiera agradecer a João Azevedo mi acogida en el Instituto Politécnico de Bragança, que puso todo los medios a mi disposición para facilitar mi estancia allí.

Este trabajo ha sido financiado mediante el proyecto “Modelización del crecimiento y la producción en plantaciones de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España (AGL2010-22308-C02-01)”, concedido por el Ministerio de Ciencia e Innovación, financiado por la Unión Europea mediante fondos FEDER. También ENCE (Energía & Celulosa) financió los trabajos durante 6 meses, permitiendo que todas las mediciones se completasen.

También se agradece a las empresas ENCE, Maderas Villapol y ASEFOR, a la “Asociación de productores de madera de Cerdido” (PROMACER), a la “Federación de Asociaciones de Productores de Madera de Galicia” (PROMAGAL) y a los propietarios

privados de Lourenzá, Mondoñedo, Nois, Trabada, Valdoviño, y Xinzo de Pontareas su inestimable colaboración por aportar lugares para la instalación de las parcelas de inventario.

Por supuesto quiero darle las gracias a mi familia, que siempre me ha apoyado desde la lejanía de mi tierrina, a mi novia y a mis amigos de Oviedo y Lugo.

Muchas gracias a tod@s, y si me he olvidado de alguien, lo siento.





A mi familia

Resumen

RESUMO

En España hai preto de 640 000 ha do xénero *Eucalyptus*, sendo *Eucalyptus globulus* Labill. a especie máis importante, cunha extensión superior as 400 000 ha, principalmente no Norte e Noreste, e cun aproveitamento anual preto dos 4 millóns de metros cúbicos. Neste traballo preséntase un modelo de crecemento e produción para rodais da especie destinados principalmente á produción de celulosa. Os datos utilizados proveñen dunha rede de parcelas, instalada e deseñada *ex professo*, que trata de cubrir a variedade de materiais de reprodución, idades, densidades e calidades existentes para a especie na rexión. O modelo de crecemento inclúe funcións de transición para predecir o crecemento en altura dominante e área basimétrica, así como a evolución do número de pés. Tamén se inclúen tarifas de cubicación con e sen cortiza de árbore individual e de rodal, así como ecuacións de biomasa de árbore individual e de rodal. O último compoñente do modelo é unha función de desagregación para a predición de diámetros e o número de pés en cada clase diamétrica. Durante o desenvolvemento dos módulos avalíouse a necesidade de elaborar modelos específicos segundo os materiais de reprodución (brinzais, clons F0 e clons F1), e/ou solos (esquistos e granitos) e a inclusión de variables climáticas, resultando modelos únicos en tódolos casos. Os modelos desenvolvidos aportan información de precisión, así como novas ferramentas non dispoñibles para a especie ata a data, como o modelo dinámico de crecemento, a tarifa de cubicación sen cortiza (a única materia prima para a celulosa), e as ecuacións de biomasa de rodal. As proxeccións do modelo indican que as producións de calidades medias sitúanse preto dos 150 m³/ha cun turno de 13 anos. Tódalas ferramentas desenvolvidas foron implementadas na aplicación EucaTool[®], de acceso gratuito (<http://app.eucatool.com>) que permite o emprego do modelo de forma sinxela.

PALABRAS CHAVE

Eucalyptus globulus, clons de eucalipto, modelo dinámico, volumen, biomasa

RESUMEN

En España hay cerca de 640 000 ha del género *Eucalyptus*, siendo *Eucalyptus globulus* Labill. la especie más importante, con una extensión superior a las 400 000 ha, principalmente en el Norte y Noroeste, y con un aprovechamiento anual cercano a los 4 millones de metros cúbicos. En este trabajo se presenta un modelo de crecimiento y

producción para rodales de la especie destinados principalmente a la producción de celulosa. Los datos utilizados proceden de una red de parcelas, instalada y diseñada *ex professo*, que trata de cubrir la variedad de materiales de reproducción, edades, densidades y calidades existentes para la especie en la región. El modelo de crecimiento incluye funciones de transición para predecir el crecimiento en altura dominante y área basimétrica, así como la evolución del número de pies. También se incluyen tarifas de cubicación con y sin corteza de árbol individual y de rodal, así como ecuaciones de biomasa de árbol individual y de rodal. El último componente del modelo es una función de desagregación para la predicción de diámetros y número de pies en cada clase diamétrica. Durante el desarrollo de los módulos se evaluó la necesidad de elaborar modelos específicos según los materiales de reproducción (brinzales, clones F0 y clones F1), y/o suelos (esquistos y granitos) y la inclusión de variables climáticas, resultando modelos únicos en todos los casos. Los modelos desarrollados aportan información de precisión, así como nuevas herramientas no disponibles para la especie hasta la fecha, como el modelo dinámico de crecimiento, la tarifa de cubicación sin corteza (la única materia prima para la celulosa), y las ecuaciones de biomasa de rodal. Las proyecciones del modelo indican que las producciones de calidades medias se sitúan próximas a los 150 m³/ha con un turno de 13 años. Todas las herramientas desarrolladas fueron implementadas en la aplicación web EucaTool[®], de acceso gratuito (<http://app.eucatool.com>) y que permite el empleo del modelo de forma sencilla.

PALABRAS CLAVE

Eucalyptus globulus, clones de eucalipto, modelo dinámico, volumen, biomasa

ABSTRACT

In Spain, trees belonging to the genus *Eucalyptus* cover about 640 000 ha of land. *Eucalyptus globulus* Labill. is the most important species, occupying more than 400 000 ha of land, mainly in the north and northwest, and yielding annual harvest volumes of almost 4 million cubic metres. This work presents a growth and yield model for stands of the species destined for pulp production. The data used were derived from a network of plots specifically designed for the purpose and installed with the aim of representing the existing range of reproductive material, ages, densities and site indexes for the species in the region. The model includes transition functions for predicting dominant height and basal area growth, as well as tree number reduction. Equations for estimating volume over and under bark of individual trees and stands are also included, along with equations for estimating biomass of individual trees and stands. The final component of the model is a disaggregation function for predicting mean diameter and number of trees in each diameter class. The need to develop specific models for different types of reproductive material (seedlings, clones clones F0 and F1) and/or soils (schists and granites) was

considered, as was the inclusion of climatic variables, resulting in reduced models in all cases. The models developed provide accurate information and new tools not previously available for this species to date, such as the dynamic growth model, volume under bark equations (the only raw material for cellulose) and stand level biomass equations. Model projections indicate that average site index production was close to 150 m³/ha for a rotation age of 13 years. All tools developed were implemented in a freely accessible web application called EucaTool[®] (<http://app.eucatool.com>), which facilitates model application.

KEY WORDS

Eucalyptus globulus, eucalyptus clones, dynamic model, volume, biomass

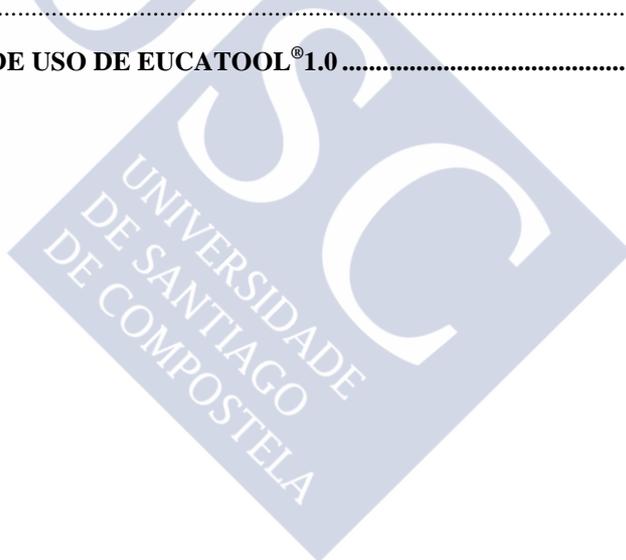


Índice

1. JUSTIFICACIÓN Y OBJETIVOS.....	1
2. INTRODUCCIÓN.....	5
2.1. DISTRIBUCIÓN E IMPORTANCIA ECONÓMICA DE <i>EUCALYPTUS GLOBULUS</i> LABILL.	5
2.2. SELVICULTURA Y ASPECTOS PRODUCTIVOS	7
2.3. MODELIZACIÓN DEL CRECIMIENTO Y GESTIÓN FORESTAL	10
2.3.1. <i>Modelos forestales de crecimiento</i>	10
2.3.2. <i>Clasificación del modelo de crecimiento desarrollado</i>	11
2.3.3. <i>Importancia de los modelos para la gestión forestal</i>	11
2.4. MODELOS EXISTENTES PARA <i>EUCALYPTUS GLOBULUS</i> LABILL.	12
3. MATERIAL Y MÉTODOS.....	17
3.1. DISPOSITIVO DE PARCELAS DE CRECIMIENTO	17
3.1.1. <i>Tipología de las parcelas</i>	18
3.1.2. <i>Selección, replanteo y toma de datos</i>	18
3.2. ÁRBOLES TIPO	21
3.2.1. <i>Criterios de selección</i>	21
3.2.2. <i>Toma de datos</i>	22
3.3. ELABORACIÓN DE LOS DATOS.....	22
3.3.1. <i>Variables de rodal y resumen de inventarios</i>	22
3.3.2. <i>Variables de árbol individual</i>	24
3.4. AJUSTES	31
3.5. EVALUACIÓN DE MODELOS.....	31
3.5.1. <i>Estadísticos de ajuste</i>	32
3.5.2. <i>Análisis gráfico</i>	33
3.6. VALIDACIÓN DE MODELOS	34
4. METODOLOGÍA DEL MODELO DE CRECIMIENTO	37
4.1. SELECCIÓN DEL TIPO DE MODELO	37
4.2. ESTRUCTURA Y FUNCIONES DEL MODELO.....	38
5. FUNCIONES DE TRANSICIÓN	43
5.1. INTRODUCCIÓN.....	43
5.1.1. <i>Altura dominante</i>	43
5.1.2. <i>Área basimétrica</i>	44
5.1.3. <i>Mortalidad</i>	44
5.2. MATERIAL Y MÉTODOS	45
5.2.1. <i>Datos</i>	45
5.2.2. <i>Desarrollo de los modelos</i>	46
5.2.3. <i>Ajuste de los modelos</i>	48
5.2.4. <i>Modelos analizados</i>	49
5.2.4.1. <i>Funciones de crecimiento</i>	50
5.2.4.2. <i>Funciones de mortalidad</i>	52

5.2.5. Comparación y selección de modelos.....	55
5.3. RESULTADOS	55
5.3.1. Altura dominante	55
5.3.2. Área basimétrica.....	58
5.3.2.1. Función de inicialización de área basimétrica	64
5.3.3. Mortalidad.....	66
5.3.4. Ajuste simultáneo.....	70
5.4. RESUMEN DE FUNCIONES DE TRANSICIÓN DEL MODELO DINÁMICO	72
6. FUNCIONES DE SALIDA.....	75
6.1. INTRODUCCIÓN.....	75
6.1.1. Tarifas de cubicación.....	75
6.1.2. Ecuaciones de biomasa.....	76
6.1.3. Función de desagregación.....	78
6.2. MATERIAL Y MÉTODOS	79
6.2.1. Datos.....	79
6.2.1.1. Tarifas de cubicación y ecuaciones de biomasa.....	79
6.2.1.2. Función de desagregación.....	81
6.2.2. Modelos analizados	82
6.2.2.1. Tarifas de cubicación.....	82
6.2.2.2. Ecuaciones de biomasa.....	84
6.2.2.3. Función de desagregación.....	86
6.2.3. Ajuste de modelos	88
6.2.3.1. Tarifas de cubicación.....	88
6.2.3.2. Ecuaciones de biomasa.....	90
6.2.3.3. Función de desagregación.....	91
6.2.4. Comparación de distribuciones por materiales de reproducción.....	91
6.2.5. Comparación de modelos	92
6.3. RESULTADOS	92
6.3.1. Tarifas de cubicación de árbol individual.....	92
6.3.2. Tarifas de cubicación de rodal	96
6.3.3. Características de la madera y pruebas de predicción en peso.....	100
6.3.4. Ecuaciones de biomasa de árbol individual	105
6.3.5. Ecuaciones de biomasa de rodal	110
6.3.6. Función de desagregación.....	113
6.4. RESUMEN DE FUNCIONES DE SALIDA DEL MODELO DINÁMICO	116
7. EVALUACIÓN DEL MODELO	119
7.1. EVALUACIÓN GLOBAL DEL MODELO AJUSTADO.....	119
7.1.1. Introducción.....	119
7.1.2. Estadísticos de evaluación.....	120
7.1.3. Resultados.....	121
7.2. COMPARACIONES CON OTROS MODELOS.....	125
7.2.1. Modelo de calidad de estación.....	125
7.2.2. Evaluación de otros modelos	128
7.3. ESTIMACIÓN DE TURNOS Y VOLÚMENES	131
8. EUCATOOL®: APLICACIÓN WEB PARA ESTIMAR EL CRECIMIENTO Y LA PRODUCCIÓN DE LAS PLANTACIONES DE EUCALYPTUS GLOBULUS DE GALICIA.....	137
9. CONCLUSIONES	139

10. REFERENCIAS	145
ANEXO I. ABREVIATURAS Y NOTACIÓN	161
I.1. ABREVIATURAS.....	161
I.2. NOTACIÓN.....	162
ANEXO II. ANÁLISIS ESTADÍSTICO	165
II.1. REGRESIÓN LINEAL.....	165
II.1.1. Selección de variables independientes.....	166
II.2. REGRESIÓN NO LINEAL.....	166
II.3. AJUSTE SIMULTÁNEO DE ECUACIONES	168
II.4. RECUPERACIÓN DE PARÁMETROS POR EL MÉTODO DE LOS MOMENTOS.....	169
II.5. ANÁLISIS DE CORRELACIÓN SIMPLE	172
II.6. ANÁLISIS DE CORRELACIÓN ENTRE LAS OBSERVACIONES	173
II.7. DIAGNÓSTICO DE COLINEALIDAD.....	173
II.8. TEST DE NORMALIDAD: SHAPIRO-WILK.....	174
II.9. TEST DE COMPARACIÓN DE MEDIAS: <i>t</i> DE STUDENT Y WILCOXON.....	174
II.10. CARACTERIZACIÓN DE ESTIMACIONES: TEST <i>F</i>	175
II.11. CARACTERIZACIÓN DE DIFERENCIAS: TEST <i>F</i> * Y TEST LAKKIS - JONES	176
II.12. CARACTERIZACIÓN DE DISTRIBUCIONES: TEST DE KOLMOGOROV-SMIRNOV	176
II.13. REFERENCIAS.....	177
ANEXO III. MANUAL DE USO DE EUCATOOl® 1.0.....	181



1. Justificación y objetivos

Las plantaciones forestales forman parte de las actuales estrategias de gestión forestal sostenible debido a su capacidad para generar de forma más o menos rápida, y en cuantía considerable, productos altamente demandados por la sociedad, como la madera y sus derivados. Así, se estima que en la actualidad existen unos 264 millones de hectáreas de plantaciones, lo que representa aproximadamente un 7% de la superficie forestal mundial (FAO, 2010).

El género *Eucalyptus*, que incluye casi 600 taxones (Chippendale, 1988), es uno de los más ampliamente extendidos por el mundo, ocupando en forma de plantaciones más de 20 millones de hectáreas (FAO, 2005; Iglesias y Wilsterman, 2008) y en torno a 40 millones de hectáreas en bosques naturales (Eldridge et al., 1993). En España hay cerca de 640 000 ha del género, siendo *Eucalyptus globulus* Labill. la especie más importante, con una extensión superior a las 400 000 ha, principalmente en el Norte y Noroeste, donde se concentra el 60% de las plantaciones de la especie (Ruiz et al., 2008). Su gran éxito se debe, sobre todo, a su elevada productividad y a la alta calidad de la fibra para celulosa debido a su elevada densidad básica (Toval, 2010). Más recientemente, ha surgido la estrategia de utilizar como combustible las fracciones no maderables del árbol que no eran aprovechadas industrialmente (Álvarez-González et al., 2005a), así como se ha propuesto una selvicultura para destinar a sierra y a chapa la madera (Nutto y Touza, 2004, 2006), aumentando así la gama de productos de la especie.

Además de la importancia económica de *E. globulus*, su alto potencial de crecimiento y la gran superficie ocupada hacen que sea una de las especie más importantes a nivel nacional para alcanzar uno de los propósitos del Plan de Acción Nacional de Energías Renovables (PANER 2011-2020), cuyo objetivo es obtener, para el año 2020, un 20% de energía procedente de fuentes renovables (PANER, 2010).

A pesar de que existen numerosos trabajos sobre la selvicultura a aplicar en las masas de *E. globulus* (González-Río et al., 1997; Toval, 1999; Ruiz et al. 2008), hay un déficit evidente de modelos de crecimiento y producción para la especie en España, y concretamente en Galicia, donde mayor superficie ocupa. Estas herramientas resultan imprescindibles para la planificación de la gestión forestal y para la selección de las mejores opciones selvícolas. Esta situación contrasta con la encontrada en otros países donde el eucalipto también es importante, sin ir más lejos Portugal, donde se dispone de modelos avanzados implementados en aplicaciones web públicas (GLOBULUS 3.0 de Tomé et al., 2006).

Los trabajos españoles existentes hasta la fecha cubren solamente de manera parcial, y a partir de diferentes fuentes de datos, distintos aspectos relacionados con el

crecimiento de la especie. Además, y sobre todo a nivel de planificación y gestión, existe un acuerdo general respecto a la escasa utilidad de dichos modelos de crecimiento disponibles (Fernández-López 1982, 1985; García y Ruiz, 2003), ya que no representan adecuadamente la evolución de las masas procedentes de plantación en primer turno (que son las más abundantes) ni de las mejores calidades (sí incorporadas en este trabajo), que superan la asíntota (o altura máxima) establecida en el último de esos trabajos citados (31,6 m en chirpiales y 33,88 m en brinzales).

Por otra parte, las distintas herramientas de cubicación y estimación de biomasa disponibles son limitadas en cuanto a la amplitud regional y de edades de los datos utilizados en su desarrollo, o en cuanto a las metodologías de elaboración utilizadas, en lo referente a la biomasa, por lo que no permiten generalizar su aplicación. Además, las nuevas variedades clonales introducidas, de manera importante desde el año 2006, y la selección genética de algunos productores, con las que se busca mejorar el rendimiento de las plantaciones de *E. globulus*, no han sido incluidas en ningún estudio hasta la fecha, estando aún por determinar su dinámica de crecimiento.

Por tanto, el objetivo general de esta tesis es elaborar un modelo dinámico que permita estimar el crecimiento y la producción, en volumen, biomasa y carbono acumulado, de las plantaciones de *E. globulus* en Galicia.

Este objetivo general se concreta en los siguientes objetivos particulares:

1. Establecimiento y medición periódica de una red de parcelas de inventario que cubra las distintas combinaciones de densidad, edad, calidad y material de reproducción existentes para *E. globulus* en Galicia.
2. Elaboración de una base de datos de inventario de árboles individuales y de rodal.
3. Selección y muestreo destructivo de árboles tipo para la elaboración de modelos de volumen, biomasa y contenido en carbono.
4. Elaboración de modelos de crecimiento en altura dominante, crecimiento en área basimétrica y mortalidad natural por competencia entre los pies.
5. Ajuste de tarifas de cubicación de árbol individual y de rodal, en ambos casos con y sin corteza.
6. Ajuste de ecuaciones de biomasa de árbol individual y de rodal.
7. Desarrollo de una función de desagregación de rodal, para conocer la distribución por clases diamétricas.
8. Comparación de las estimaciones con otros modelos ya existentes para la especie en Galicia, y en otras regiones en las que tiene gran importancia.

9. Transferencia tecnológica a través de la implementación de las herramientas desarrolladas en una aplicación de acceso gratuito en la nube, y elaboración del correspondiente manual de usuario.

Estos objetivos se han planteado siguiendo la publicación “Herramientas selvícolas para la gestión forestal sostenible en Galicia” (Diéguez-Aranda *et al.*, 2009, actualizado en 2012), ya que con esta tesis también se pretende actualizar las herramientas existentes sobre *E. globulus* y dar cabida a los aspectos que aún no figuraban en dicho libro.



2. Introducción

En este capítulo se realiza, en primer lugar, una descripción somera de la especie y de su importancia económica, centrandó la atención en el caso de Galicia. A continuación, se exponen las prácticas selvícolas más comunes entre los productores de eucalipto. Finalmente, se presenta la clasificación más frecuente de los modelos forestales de crecimiento y se describen brevemente los modelos más destacables en España y en el mundo referentes a *Eucalyptus globulus*.

2.1. Distribución e importancia económica de *Eucalyptus globulus* Labill.

La clasificación taxonómica de *Eucalyptus globulus* Labill. es la siguiente:

Reino: Plantae

División: Magnoliophyta o Angiospermae

Clase: Magnoliopsida

Orden: Myrtales

Familia: Myrtaceae

Género: *Eucalyptus*

Especie: *Eucalyptus globulus* Labill.

Nombres comunes: eucalipto blanco, eucalipto azul, blue gum (en inglés).

La descripción que se presenta es una simplificación de la que se puede obtener en Paiva (1997), incluyendo algunos detalles que se consideran útiles, observados durante las diversas labores de campo realizadas en este trabajo.

Eucalyptus globulus Labill. en plantaciones es un árbol esbelto que puede alcanzar grandes dimensiones. Su corteza es blanquecina, gris-azulada o verdosa y es muy característica su facilidad para desprenderse del tronco. Las hojas juveniles son ovadas-lanceoladas, sésiles, de tonos verdes y glaucos; las adultas son lanceolado-falciformes, con largos peciolos y de color verde oscuro. Sus frutos son cápsulas de cuatro caras, a modo de pirámide invertida, rematadas en la parte superior por un botón. Generalmente se presentan aislados y sin pedúnculo, y son más grandes que los de otras especies del género, como *E. nitens* o *E. camaldulensis*, que presentan frutos más pequeños, agrupados y con pedúnculos.

Esta especie, descubierta en 1792 y descrita en 1800 por el botánico Jacques Julien Houtton de Labillardière, se distribuye de forma natural en pequeñas manchas en las

regiones de Victoria (sureste de Australia) y en el litoral del sudeste y sur de Tasmania, formando masas mixtas con otros eucaliptos, sobre relieves ondulados, con altitudes comprendidas entre los 0 y 550 m.s.n.m, y precipitaciones anuales entre 600 y 1500 mm, con pocos días de heladas y temperaturas estivales moderadas (Fernández-López, 1982).

Dentro del área geográfica más próxima a su lugar de origen, las plantaciones de la especie tuvieron una fuerte expansión a partir de 1995 y hasta 2005 en el oeste y sur de Australia, la región de Victoria y Nueva Zelanda, llegando a ocupar unas 450 000 ha destinadas principalmente a la producción de celulosa (Wang y Baker, 2007).

En el resto del mundo, y por lo tanto como especie exótica, se comenzó a plantar a finales del siglo XIX como pantalla cortavientos y combustible a lo largo de las vías de comunicación, pero las plantaciones productivas comenzaron de manera significativa a partir de 1955 (Turnbull, 1999). Actualmente se encuentra distribuida por América del Sur (Argentina, Brasil, Bolivia, Chile y Ecuador), Europa (España, Italia y Portugal), África (Argelia, Etiopía, Sudáfrica, Sudán y Túnez) y el sudeste asiático (China).

En el caso de España, el eucalipto blanco fue introducido en el siglo XIX, pero su implantación generalizada comenzó en la década de los años 40 del siglo XX, lo que facilitó el impulso de las celulosas SNIACE y ENCE, fundadas en 1944 y 1956 respectivamente. Desde entonces, la superficie plantada con eucaliptos, principalmente con *E. globulus*, aumentó hasta llegar a 225 234 ha en la fecha de finalización de los trabajos del 1.º Inventario Forestal Nacional (IFN1) (Ministerio de Agricultura, 1980).

En Galicia, donde se encuentra la mayor superficie de eucalipto de España, se estima que existen en la actualidad más de 400 000 ha de masas del género *Eucalyptus*. Según el IFN4 (MMAMRM, 2011), *Eucalyptus globulus* es la especie más importante en lo que se refiere a superficie y producción. Así, se extracta que hay 320 775 ha de masas puras de *Eucalyptus globulus*, 100 246 ha de masas mixtas con *Pinus pinaster* Ait. y 12 895 ha de masas mixtas con *Quercus robur* L., repartidas principalmente a lo largo de una franja costera de unos 45-50 km en las provincias de A Coruña, Lugo y Pontevedra, y sin apenas representación de la especie en la provincia de Ourense, donde las condiciones climáticas no son adecuadas para su desarrollo.

Respecto a la producción, el volumen con corteza medio aprovechado anualmente de *E. globulus* en España en la década de los 80 fue de unos 500 000 m³, según se indica en el IFN2 (DGCN, 1998), cifra que aumentó a más de 2 M m³ en el IFN3 (DGCN, 2002). Respecto a Galicia, el volumen con corteza aprovechado fue de 3,5-4 M m³ durante los trabajos del IFN4 (MMAMRM, 2011). La Tabla 2.1 muestra el volumen total aprovechado en Galicia según los informes de la Confederación Española de la Madera entre 2008 y 2014 (CONFEMADERA, 2008- 2014). Estas cifras quedan resumidas en el Anuario de Estadística Forestal (MAGRAMA, 2012), donde se refleja que *E. globulus* proporcionó en Galicia aproximadamente el 50% de la madera total aprovechada en la región para todas las especies, casi el 75% del volumen de *E. globulus* en España y cerca

del 38% del volumen de todas las especies extraído en el Estado, lo que supone un aumento desde el 29,9% que representaba en el año 2010 (MAGRAMA, 2010).

Tabla 2.1. Volumen con corteza (m^3) de *Eucalyptus globulus* (diámetro en punta delgada, $d_{pd} = 7$ cm) aprovechado en Galicia para el período 2008 – 2014. Fuente: CONFEMADERA (2008-2014).

Año	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Volumen	3,7	3,1	3,6	4,1	3,9	4,1	3,7

Por último, la importancia de esta especie se acentúa por el hecho de que es la principal fuente de fibra de pasta para celulosa (y la de mayor calidad) en toda la Unión Europea, siendo España y Portugal los principales productores de BEKP (*bleached eucalypt kraft pulp* o pasta kraft blanqueada de eucalipto).

2.2. Selvicultura y aspectos productivos

Aunque se puede encontrar una guía completa para los cuidados culturales de la especie en González-Río et al. (1997) o Ruiz et al. (2008), en este epígrafe se pretenden describir las prácticas que se han llevado a cabo por los productores, y que han sido adquiridas desde distintas experiencias. No obstante, también se incluyen aquellas prácticas realizadas que coinciden con las recomendaciones expuestas en los documentos mencionados anteriormente.

Dado el carácter exótico de la especie, todas las masas presentes en Galicia provienen de repoblaciones (plantaciones) o de la regeneración natural de la especie por rebrote o por colonización mediante dispersión de semillas de nuevos terrenos, considerándose asilvestrada en Galicia (Fernández-López, 1982; Díaz-Balteiro et al., 2008).

El método de repoblación más utilizado en el pasado, a mediados de siglo XX, consistía en la apertura de hoyos mediante azada, en los que se depositaban varias semillas. Esto implicaba que las densidades fuesen superiores a los 2000 e incluso a los 3000 pies por hectárea, como se puede comprobar en el trabajo de Pita (1966), cuyos datos procedían de plantaciones de la empresa SNIACE. El conocimiento de la especie y los distintos ensayos llevados a cabo a partir de ese momento sirvieron para establecer nuevos y mejores métodos de repoblación y densidades de plantación, de tal manera que las densidades de plantación publicadas en Fernández-López (1985) no difieren en gran medida de las empleadas actualmente en repoblación, entre 900 y 1500 pies/ha, si bien los marcos encontrados en las parcelas de esta tesis son muy variados.

Por los datos recogidos para esta tesis, se observa que las menores densidades y mejores calidades corresponden a propietarios particulares, mientras que las densidades mayores y calidades inferiores a los montes de gestión empresarial. En general responden

a densidades destinadas a la producción de celulosa entre 1100 y 1500 pies/ha. Por otra parte, la madera de sierra que se obtiene de la especie es el resultado de masas que han sobrepasado el turno clásico para estas plantaciones (Nutto y Touza, 2004), establecido en torno a los 15 años bajo un criterio de máxima renta en especie en volumen, con un intervalo entre los 13 y los 24 años (Álvarez-González et al., 2005a). Algunos propietarios privados, sin embargo, prefieren alargar los turnos dentro del rango descrito, unos porque aun teniendo extensas masas opinan que la densidad de la madera se incrementa a partir de los 15 años (más o menos), otros porque intentan obtener ganancia de la producción de superficies que en la mayoría de las ocasiones no supera los 3000 m². Como dato, la densidad de la madera es mayor cuanto más externa está en el fuste (Gerard, 1994) y cuanto más alta se encuentra (Rego, 2008).

Respecto a los tratamientos selvícolas, y teniendo en cuenta que el destino fundamental de la madera de *E. globulus* es la celulosa (tritulación), las densidades de plantación son definitivas y no se aplican claras, mientras que las podas raramente se realizan ya que la especie tiene una poda natural intensa. En el caso de masas destinadas a la obtención de madera, se intuye la necesidad de ahondar en aspectos que han sido estudiados por Nutto y Touza (2004, 2006) y que cobran importancia ante la creciente demanda de madera estructural. Para ello se precisan una serie de tratamientos selvícolas que reduzcan la densidad de plantación y que no son frecuentes en Galicia, por lo que no han sido incluidas en esta tesis.

En la práctica, por tanto, los principales cuidados de la especie se centran sobre todo en la fertilización y en la eliminación de la competencia. La fertilización generalmente se realiza en el momento de la plantación, de la reposición de marras (en propietarios privados) y de la propia eliminación de la competencia por matorral (géneros *Ulex* y *Erica*, mayoritariamente), gramíneas y helechos, a la cual es muy sensible la especie, siendo recomendables desbroces periódicos, en sus distintas modalidades, hasta que la masa domine a la competencia (González-Río et al., 1997). El hecho de eliminar la competencia, además, sirve de defensa en el caso de la prevención de incendios en una especie de alta inflamabilidad (durante todo el año) y alto poder calorífico (> 5000 kcal/kg) (Hernando et al., 2004).

Por otra parte, las plantaciones destinadas a la obtención de biomasa, donde prima sobre todo la cantidad en peso, y que están suscitando de nuevo un gran interés, son escasas. Por ejemplo, estudios recientes llevados a cabo en Chile por la Universidad de Concepción, estableciendo ensayos de plantaciones en turnos muy cortos (4-5 años), tanto en el primer turno como en el rebrote posterior, indican que la fertilización, la densidad de plantación y la edad de la corta en cada turno son los factores más determinantes. Con respecto a plantaciones de celulosa en primer turno, transformadas a plantaciones energéticas en segundo y sucesivos turnos, aún están por conocerse los cuidados más apropiados. En este caso, los aspectos que se consideran importantes son la tipología de plantación previa, el momento de selección y el número de brotes a

mantener. No obstante, el control de las enfermedades que pueden afectar a la planta en edades jóvenes, p. ej. *Mycosphaerella* spp., presente en casi todas las masas en Galicia y que reduce el crecimiento inicial de la especie (Otero et al., 2007), también se considera un factor a tener en cuenta.

Además de los problemas por hongos en edades jóvenes, existe otro problema que afecta a las plantaciones de *Eucalyptus globulus* en Galicia, como es la defoliación causada por el curculiónido *Gonipterus scutellatus* Gyll. Esta especie, que apareció en Europa en 1976 (Italia) y que se detectó en Pontevedra en el año 1991 (Mansilla, 1992), fue capaz de extenderse a pesar del freno que supusieron los programas de control biológico iniciados en 1994, llegando a afectar a la mayoría de las masas en el año 2001 (Pérez et al., 2003). Este fenómeno fue identificado en las muestras recogidas durante los trabajos de campo de esta tesis, siendo caracterizado para su posterior consideración en los análisis de algunas de las ecuaciones que se han ajustado.

En lo referente al índice de Hart-Becking (ver Anexo I) en las masas de eucalipto, la inexistencia de claras hace que sus valores desciendan paulatinamente a lo largo del turno. Normalmente sus valores son muy altos en el primer año (por encima del 100%), pero debido al rápido crecimiento inicial disminuyen fuertemente durante los primeros años, llegando a valores del 20% a partir de los 6-7 años, y quedando situados en torno al 15% a los 15 años. El alargamiento del turno hasta los 20 años hace que estos valores bajen nuevamente hasta situarse cerca del 10%.

Los volúmenes unitarios de la especie aprovechados en turno clásico (14-15 años), se sitúan en torno a 0,1-0,2 m³/pie, que para una densidad media de 1250 pies/ha supone un aprovechamiento medio de 125-250 m³/ha, si bien esta cifra puede variar, como es lógico, según calidad y edad de corta, habiendo rodales que permiten obtener hasta 400-500 m³/ha en edades superiores a los 15 años y buenas estaciones.

En una referencia a datos obtenidos en masas que habían sobrepasado ampliamente el turno de máxima renta en especie, en concreto al volumen de un rodal con una edad de 40 años medido en este trabajo, se obtuvo un volumen aproximado de 830 m³/ha, donde los árboles dominantes cubicaban ente 2 y 3 m³/pie, con una densidad de 700 pies/ha.

En el caso de Galicia, y tras entrevistar sobre la posterior renovación del vuelo a 11 propietarios privados (que aportaron el 25% de las parcelas de inventario de este trabajo), se constató que la mayoría optan actualmente por destocoñar y repoblar de nuevo con plántulas de vivero, debido fundamentalmente a los avances en la mejora genética y a la simplicidad en los cuidados de un brinzal frente a un chirpial, todo ello aun existiendo la posibilidad de rebrote en el eucalipto. También son muchas las parcelas de gestión empresarial que son de primer turno, tanto de semilla como de variedades clonales. Por tanto, todas las herramientas desarrolladas en este trabajo se han centrado en las masas de primer turno de la especie, y además se debe tener en cuenta que el modelo existente (García y Ruiz, 2003) ya cubre las masas de rebrote en la región.

2.3. Modelización del crecimiento y gestión forestal

Los sistemas de gestión forestal pueden clasificarse de forma sencilla en dos grupos (Gadow, 2001): *Rotation Forest Management* (RFM) o sistemas de gestión por turno y *Continuous Cover Forestry* (CCF) o sistemas de cubierta forestal continua.

Los eucaliptales del N y NO de España, aunque en su ciclo productivo no se aplican claras y generalmente tampoco se realizan podas, encajan en el grupo de los RFM. En estos sistemas se dan ciclos repetitivos de crecimiento divididos en fases más o menos comunes en todos los casos: instalación inicial de la masa (plantación, rebrote o regeneración), posibles tratamientos selvícolas durante la vida de la masa (podas, desbroces, claros y claras), y una corta final en la que se extraen todos los pies de la masa a una edad (o turno) determinada. Tras la corta final de todos los pies de la masa, ésta se renueva por rebrote o plantación para iniciar un nuevo ciclo.

Un caso particular de los sistemas RFM son los sistemas de gestión *Short Rotation Forestry Management* (SRFM), que se caracterizan por ciclos de corta muy reducidos y por densidades de plantación muy elevadas (a veces incluso con filas dobles), dado que suelen aplicarse a especies de rápido crecimiento que tratan de cubrir la creciente demanda de fuentes de energía renovables. Aunque existen muchas referencias al término SRFM desde principios del siglo XX, en McKay (2011) se puede encontrar una amplia revisión sobre los métodos aplicados en este tipo de sistemas. Las plantaciones de eucalipto en Galicia podrían tratarse de esta manera, aunque de momento son casi inexistentes las plantaciones diseñadas específicamente como SRFM.

2.3.1. Modelos forestales de crecimiento

Los modelos forestales son abstracciones simplificadas de la realidad (Sterba, 2001), o dicho de otro modo, expresiones matemáticas que sirven para predecir el crecimiento y la producción de sistemas forestales (árboles individuales, rodales, montes, etc.) y, por tanto, útiles para la gestión a cualquier nivel (García, 1988).

Los modelos forestales de crecimiento suelen comprender los cambios en el crecimiento, la mortalidad y la estructura de la masa, elementos que pueden expresarse, como se ha mencionado, mediante expresiones matemáticas, pero también mediante la lógica para relacionarlas o como el código de programación que sirve para implementarlos en un simulador informático (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 12).

El origen de los modelos forestales se remonta a las primeras tablas de producción, elaboradas por Paulsen en 1795 (en: Assmann, 1970), y que han evolucionado hasta los actuales modelos dinámicos. Dichas tablas son cuadros numéricos que tratan de mostrar la evolución en el tiempo de las variables de un rodal forestal regular o coetáneo, en un

ámbito geográfico determinado, para las distintas clases de calidad de estación y las diferentes intervenciones (Madrigal, 1991).

Si bien en las masas de eucalipto no se realizan intervenciones sobre la densidad y, por tanto, unas tablas de producción de existencias normales o de silvicultura media (modelos estáticos) podrían describir de una forma aceptable su evolución, los modelos dinámicos son más indicativos de la relación causa-efecto entre la densidad del rodal en un momento concreto y la evolución de las variables que definen dicho rodal (área basimétrica, volumen o mortalidad, entre otros) (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 16).

2.3.2. Clasificación del modelo de crecimiento desarrollado

Son varias las clasificaciones de los modelos de crecimiento que se pueden encontrar en la bibliografía existente (p. ej.: García, 1988; Erviti, 1991; Vanclay, 1994, p. 5; Davis et al., 2001, p. 186), y aunque éstas no son excluyentes entre sí, atendiendo a la división que se puede encontrar en Diéguez-Aranda et al. (2009, p. 13), el modelo desarrollado en esta tesis se puede definir como un modelo de rodal, dinámico, determinístico y empírico. A continuación se hace una breve descripción de cada una de las categorías mencionadas.

Los modelos de rodal son los de menor nivel de detalle, ya que emplean variables de masa. Son también los que menos información de partida requieren para estimar el probable desarrollo de las variables dasométricas mediante las funciones de transición, proporcionan buenas estimaciones y son los más robustos a largo plazo (Burkhart, 2003).

Los modelos dinámicos requieren datos reales de crecimiento, obtenidos al hacer al menos dos mediciones de las mismas parcelas (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 16). Estos modelos permiten predecir los cambios en las variables de estado a partir de un momento cualquiera, ofreciendo resultados consistentes (Cieszewski y Bailey, 2000).

Por su parte, los modelos determinísticos se caracterizan porque generan siempre el mismo resultado ante el mismo estado inicial, ya que no incluyen componentes aleatorios (Erviti, 1991).

Por último, los modelos empíricos están contruidos a partir de los datos experimentales recogidos en campo, y que representan la realidad en un lugar y momento determinados. Se caracterizan porque las variables son fáciles de obtener y por las buenas estimaciones cuantitativas (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 17). Su principal desventaja es que sólo producen buenas estimaciones si el rango de datos del gestor está dentro del correspondiente a la muestra de ajuste del modelo a utilizar.

2.3.3. Importancia de los modelos para la gestión forestal

La importancia de los modelos forestales reside en la capacidad para predecir el desarrollo de un sistema forestal (árbol, grupo de árboles o rodal) y, por tanto, facilitar la

selección de la mejor alternativa de gestión en función de los objetivos fijados previamente (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 11). Dichos objetivos, que pueden cambiar a lo largo del tiempo, deben cubrir las necesidades o demandas tanto de los propietarios como de la sociedad (Davis et al., 2001, p. 3).

Por su parte, la gestión forestal incluye una fase de planificación y otra de toma de decisiones a distintos niveles (región, empresa, monte, rodal o árbol) dependiendo del alcance o el nivel de información disponible (Valsta, 1993). Todos estos niveles deben ser considerados con el fin de satisfacer las necesidades que se plantean en cada uno de ellos (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 11). En el caso de *E. globulus* en Galicia, uno de los principales objetivos de la gestión es la de disponer de modelos de predicción de la producción en volumen y/o biomasa a nivel de rodal que ofrezcan información verosímil.

2.4. Modelos existentes para *Eucalyptus globulus* Labill.

Según Wang y Baker (2007), a pesar de la importancia económica a nivel mundial de la especie, el desarrollo de modelos de crecimiento y producción para la misma no ha tenido tanta atención como ha ocurrido con otras especies, debido a la relativamente reciente expansión del mercado de la celulosa y a que la gestión está repartida entre numerosos agentes, lo cual no conduce a compartir información.

Otra razón, como se deduce de la bibliografía existente, es el adelanto en recursos y conocimiento generado en los países del Hemisferio Norte, donde predominan las coníferas y frondosas autóctonas, entre las cuales no se encuentra el eucalipto, aunque fuese introducido en Europa a mediados del siglo XIX (García y Ruiz, 2003), y a pesar de su rápida expansión mundial desde mediados del siglo XX (Turnbull, 1999).

En cualquier caso, los modelos disponibles para *Eucalyptus globulus* son muy diversos respecto al nivel de resolución, habiéndolos de árbol individual y de rodal. Una característica común en todos ellos es la gran variedad de tratamientos selvícolas que se aplican a las plantaciones y, por tanto, a las parcelas de toma de datos, que surgen como combinación de tres elementos: el desbroce, la fertilización y el marco de plantación. Por ello, se debe tener en cuenta que los modelos reflejan todos estos factores, propios de la silvicultura aplicada en cada lugar, y que son difíciles de esquematizar o estructurar, pero que se deben entender como incluidos.

En el continente australiano Goodwin y Candy (1986) utilizaron datos procedentes de una única plantación para elaborar un modelo de árbol individual con un índice independiente de la distancia para dos salidas, una de altura y otra de crecimiento diametral. La distribución diamétrica fue ajustada mediante una distribución Beta y la mortalidad fue establecida a partir de valores próximos a los marcados por la regla de los 3/2 del autoaclareo (Reineke, 1933). Inions (1992) desarrolló un modelo de predicción de

área basimétrica y volumen de rodal con datos procedentes de parcelas temporales, y un módulo de predicción de altura dominante e índice de sitio a partir del análisis de tronco de 87 árboles. Un trabajo de mayor cobertura regional es el de Wong et al. (2000), quienes ajustaron un sistema de tres componentes para la predicción de altura dominante, área basimétrica y volumen en rodales del sureste de Australia y Gippsland en seis especies de eucaliptos, de los cuales *E. globulus*, *E. nitens* y *E. viminalis* fueron modelizados de forma separada. El más reciente es el modelo de clases dimensionales de Wang y Baker (2007), para plantaciones de primer turno en las zonas de Central Victoria, Gippsland y Green Triangle. Este trabajo incluye funciones de transición en altura dominante, área basimétrica y mortalidad, así como un módulo de desagregación de clases diamétricas a nivel de rodal, y a nivel de árbol individual una función de perfil, una ecuación de espesor de corteza y una relación altura-diámetro.

Fuera de Australia algunos de los primeros trabajos aparecen en Portugal, siendo los modelos GLOBUS y EUSOP desarrollados en 1990 y 1993 respectivamente (Tomé et al., 1995). El modelo GLOBUS fue elaborado a partir de datos procedentes de la región central costera, y puede ser empleado para predecir el crecimiento en altura dominante y área basimétrica en plantaciones de primer turno a partir de datos de inventarios o a partir de datos de rodal (área basimétrica, densidad e índice de sitio), sin incluir ningún modelo de mortalidad. El modelo EUSOP realiza las mismas funciones, pero solamente a partir de datos de inventario, aunque puede ser empleado para primer y segundo turno. Este modelo también incluye una tasa de mortalidad del 2% por defecto. Posteriormente, se han elaborado nuevas y mejoradas versiones denominadas genéricamente GLOBULUS. Así, se desarrollaron los modelos GLOBULUS V 1.0.0 en 1998 (Tomé et al., 1998), y las versiones 2.0 (Tomé et al., 2000), 2.1 (Tomé et al., 2001) y finalmente 3.0 (Tomé et al., 2006). Las sucesivas mejoras se pueden resumir a partir de las características de la última versión, que fue desarrollada a partir de una base de datos que cubre todo el país, dividido en regiones productivas a nivel biogeográfico donde se tiene en cuenta el número de días de lluvia y la altitud, para plantaciones de primer turno así como para masas de rebrote. Este modelo está dividido en dos módulos, uno de inicialización con seis ecuaciones y otro de proyección con once ecuaciones. Como características más reseñables, GLOBULUS 3.0 incorpora la estimación de carbono, permite simular la transición entre turnos y simular el comportamiento de la masa antes de la selección de brotes. Este modelo está disponible para su uso de forma gratuita a través de la dirección web <http://home.isa.utl.pt/~joaopalma/modelos/webglobulus/>.

También se han llevado a cabo en Portugal otros trabajos, como el Modelo SOP de Amaro (1997), de predicción de altura dominante y área basimétrica, a partir de una red de datos de plantaciones de primer turno de la empresa de celulosa portuguesa SOPORCEL, o el modelo de árbol individual GLOBTREE (Soares y Tomé, 2003), elaborado a partir de datos de parcelas permanentes, de ensayos de espaciado y fertilización en plantaciones de primer turno de la zona costera Centro y Norte de

Portugal. Este modelo se compone de una ecuación para predicción del crecimiento en altura dominante, una razón de copa, una relación altura diámetro, una tarifa de volumen, una ecuación de probabilidad de supervivencia y un modelo de crecimiento diametral.

En Chile se cuenta con un simulador desarrollado en la Universidad de Concepción, EUCASIM, que predice el crecimiento en altura dominante, área basimétrica y evolución de la mortalidad, y estima el volumen en función de medidas comerciales a partir de datos de rodal. Este simulador al cual se puede acceder a través de internet (<http://www.simulador.cl/index.php?module=eucasim>), a diferencia de GLOBULUS 3.0, no es de acceso gratuito.

Uno de los modelos más recientes es el de Guzmán et al. (2012), para masas procedentes de semilla en Bolivia. Este es un modelo a nivel de árbol individual, que contiene módulos de altura dominante, crecimiento en diámetro, relación altura diámetro y supervivencia. En este trabajo parecen observarse densidades iniciales superiores a 3500 pies/ha, aunque las condiciones de humedad en altitudes por encima de los 2000 m.s.n.m no son parecidas a ninguna de las que pueda haber en otros lugares del mundo donde se plante *E. globulus*, como indican los propios autores.

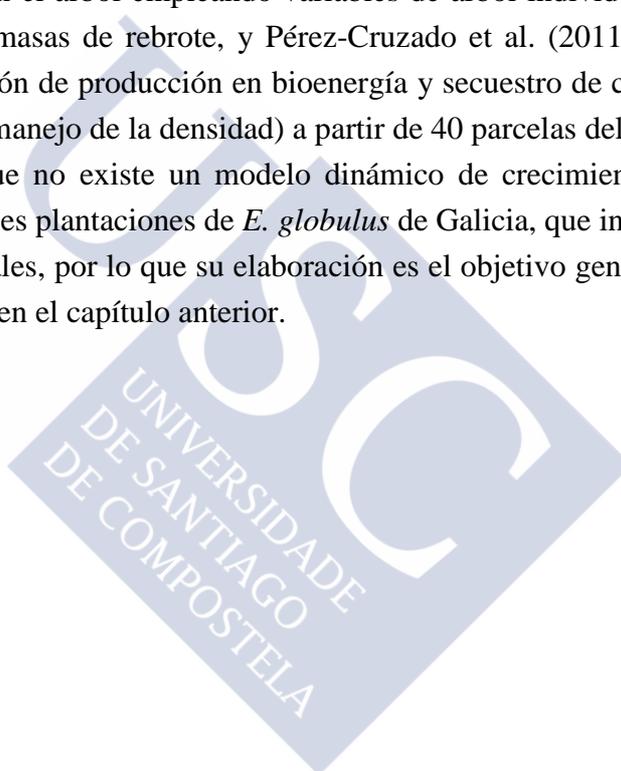
En el caso de España, uno de los primeros estudios de producción y crecimiento para la especie a nivel nacional es el de Echevarría (1952), consistente en tablas de producción elaboradas a partir de datos recogidos en masas de monte alto en la provincia de Huelva, con densidades inferiores a 1000 pies/ha. Posteriormente, se publicaron tablas de producción para el Norte de España (Pita, 1966), a partir de los datos recogidos en plantaciones de SNIACE en la provincia de Santander, con densidades superiores a los 2000 pies/ha.

En el caso de Galicia, los primeros trabajos corresponden a las tablas de producción de Fernández-López (1982), para masas de monte bajo en sucesivas rotaciones, y Fernández-López (1985), dedicado al efecto del espaciamiento sobre la producción, ambos recogidos en Madrigal et al. (1999). En los últimos años se ha elaborado un modelo dinámico (García y Ruiz, 2003), pero como sus propios autores indican, los datos eran de baja calidad y además sólo se centraron en masas de rebrote. Este modelo, que incluye la proyección en altura dominante, área basimétrica con y sin claras y mortalidad, y una tarifa de volumen de rodal, fue desarrollado para masas de *Eucalyptus globulus* en Galicia a partir de datos procedentes fundamentalmente de plantaciones de rebrote pertenecientes a la red de parcelas de la empresa ENCE. Otros trabajos publicados son las tarifas con clasificación de productos de Sánchez et al. (2004) y de Diéguez-Aranda et al. (2009), incluyendo ésta última un sistema de ecuaciones compatible con una tarifa de volumen total, aunque los datos pertenecían sólo a rodales en turno de dos localizaciones distintas. Los modelos basados en procesos (3PG) también fueron testados en una plantación de Mabegondo (A Coruña) por Rodríguez-Suárez et al. (2010) con buenos resultados. Crecente-Campo et al. (2010) elaboraron una relación altura-diámetro generalizada con efectos mixtos para las masas gallegas a partir de datos del IFN3.

Otros trabajos, centrados en la dinámica de los nutrientes, son los de Merino et al. (2003, 2005), sobre nutrición en plantaciones jóvenes y extracciones de nutrientes en aprovechamientos respectivamente, aportando además información sobre gestión selvícola. También Vega-Nieva et al. (2013) han centrado sus estudios en los nutrientes, pero en este caso estimando el parámetro de fertilidad de un modelo 3PG, empleando y comparando alometrías de biomasa para *E. globulus* para ocho parcelas en cuatro localizaciones distintas.

Por último, respecto a biomasa, son destacables los trabajos de Brañas et al. (2000a, 2000b) en los que se elaboró un primer sistema de biomasa de árbol individual por fracciones, y además se determinó el contenido de carbono y nutrientes para las distintas partes del árbol. Posteriormente, Álvarez-González et al. (2005a) se centraron en el reparto de la biomasa en el árbol empleando variables de árbol individual y de rodal en nueve plantaciones de masas de rebrote, y Pérez-Cruzado et al. (2011) elaboraron una herramienta de estimación de producción en bioenergía y secuestro de carbono mediante un DMD (diagrama de manejo de la densidad) a partir de 40 parcelas del norte de Lugo.

Puede concluirse que no existe un modelo dinámico de crecimiento y producción adecuado para las actuales plantaciones de *E. globulus* de Galicia, que incluya además las nuevas variedades clonales, por lo que su elaboración es el objetivo general de esta tesis, como ya se ha indicado en el capítulo anterior.



3. Material y métodos

En este capítulo se describen las características de las parcelas de crecimiento instaladas y de los árboles tipo apeados, así como los procesos de toma de datos. Posteriormente se presentan cuadros resumen con las principales variables obtenidas tras los trabajos de campo. Finalmente se mencionan los tipos de ajustes y estadísticos empleados tanto en la fase de ajuste como de evaluación.

3.1. Dispositivo de parcelas de crecimiento

En la realización de estudios de crecimiento y producción forestales, las mediciones para la obtención de datos no se llevan a cabo sobre la totalidad de la población analizada, sino que se efectúa un muestreo en el que las unidades básicas son las parcelas de inventario, en el caso de elaboración de modelos de rodal, o cada uno de los árboles individuales, en el caso de modelos de árbol individual. En el presente trabajo se ha desarrollado un modelo de rodal, por lo que la unidad básica de trabajo ha sido la parcela.

Por otra parte, el objetivo fundamental a la hora de planificar las mediciones ha sido tratar de abarcar todas las combinaciones posibles de calidad de estación, estado de la masa (número de pies fundamentalmente), edad y, en el caso del eucalipto en Galicia, materiales de reproducción, es decir, incluir una representación adecuada de las plantaciones de brinzales y también de las diferentes variedades clonales de la especie, que entrarán en turno en los próximos años. Por esta razón, la necesidad de cubrir la mayor cantidad posible de las combinaciones mencionadas ha sido el factor que ha condicionado en mayor medida la localización de las parcelas de ensayo (Vanclay, 1994, p. 89).

Los datos utilizados para la elaboración del modelo de crecimiento para *E. globulus* han procedido de parcelas instaladas en plantaciones coetáneas o regulares y distribuidas por toda la franja costera, hasta unos 50 kilómetros al interior, de la comunidad autónoma de Galicia. Se trata de zonas donde las masas de eucalipto blanco tienen su mayor importancia superficial, con altitudes inferiores a 600 m.s.n.m, como factor limitante para la especie en Galicia, ya que reduce el volumen por afectar a los árboles de los estratos inferiores (Fernández-López, 1982). La precipitación media anual es de 900 – 1200 mm y la temperatura media anual oscila entre 12 – 13 °C (Martínez Cortizas y Pérez Alberti, 1999). Se han excluido del muestreo las ubicaciones marginales, tales como árboles aislados, pantallas de separación de predios, masas excesivamente dañadas por incendios,

plagas y/o enfermedades, y se han buscado los mínimos y máximos productivos en la medida de lo posible para la especie estudiada.

3.1.1. Tipología de las parcelas

El desarrollo de modelos de crecimiento está basado en el empleo de datos empíricos que cuantifican las variables de rodal a lo largo del tiempo. Esta información se consigue a partir de inventarios de parcelas de crecimiento cuyas características varían según el objetivo de la investigación. Según Gadow et al. (1999), se pueden diferenciar tres tipos fundamentales de parcelas de crecimiento en función del horizonte temporal de toma de datos: temporales, de intervalo y permanentes.

En esta tesis se han empleado los datos correspondientes a una red de parcelas medidas entre dos y cuatro ocasiones, que se pueden calificar de intervalo o permanentes, lo que ha permitido recoger diferentes estados iniciales así como medidas sucesivas de la misma parcela en cortos intervalos de tiempo (Gadow et al., 1999). El tiempo transcurrido entre inventarios ha sido siempre de un año, durante un período de dos a tres años. Futuras mediciones de la red de parcelas instalada aportarían nuevos datos que permitirían promediar mejor los efectos que condiciones climáticas anormales hayan podido tener sobre los datos recogidos en este trabajo (Gadow et al., 1999).

3.1.2. Selección, replanteo y toma de datos

Una vez localizadas las masas de interés se procedió a instalar las parcelas de crecimiento. Para su instalación y medición se ha seguido la metodología expuesta en Madrigal et al. (1992) para la elaboración de las tablas de producción de *Fagus sylvatica* en Navarra, que a su vez siguen las pautas establecidas por la *Forestry Commission* británica (Hummel et al., 1959). La selección de parcelas a inventariar, la instalación de las mismas y el primer inventario se llevaron a cabo entre julio de 2011 y junio de 2012.

Los materiales de reproducción a los cuales se pudo tener acceso fueron brinzales y tres variedades clonales, una de ellas de generación F0 (clon Anselmo) y dos de generación F1 (clones Odiel y Tinto). Como característica básica en los estudios de eucalipto en la región, y debido a que el leño en anillo difuso no permite una datación fácil por conteo de anillos en la base, se consideró incluir sólo parcelas de edad conocida, tomando como referencia el momento de la plantación.

Respecto al tamaño de las parcelas, Diéguez-Aranda et al. (2009, p. 22) recomiendan un tamaño de parcela que englobe al menos 30 árboles, siendo un tamaño apropiado entre 625 y 1200 m². Sin embargo, y dado que las densidades en turno para el eucalipto son elevadas (1000 pies/ha, aprox.) en comparación con los estudios para los que se suelen aplicar estos tamaños de parcelas, se consideró, siempre que fue posible, un tamaño de parcela de 500 m², con un lado de al menos 20 metros (en línea de máxima pendiente) y otro de 25 metros (curva de nivel). Las parcelas instaladas tienen superficies medias de

515 m² (máx. = 642 m², mín. = 375 m², desv. est. = 39,9 m²) y en el momento de la instalación cumplieron las siguientes características:

- Zonas con arbolado homogéneo en cuanto a edad y calidad de estación.
- Masas lindantes en estados de desarrollo similares.
- Árboles repartidos regularmente en una superficie de un tamaño adecuado, teniendo en cuenta la presencia de marras, afloramientos rocosos y estado sanitario.
- Rodales puros, o con una presencia menor del 10% de pies de otras especies.
- Lados de las parcelas situados en el medio de las calles de plantación.

El replanteo se llevó a cabo con cinta métrica, escuadra óptica y jalones, corrigiendo las distancias de los lados de las parcelas en función de la pendiente del terreno (medida con ayuda de clinómetro digital Vertex IV) para que la superficie en proyección horizontal de las mismas fuese de la magnitud deseada. Posteriormente al replanteo se marcaron todos los pies de la parcela mediante pintura plástica azul, con la que se señaló una T invertida a la altura normal, aguas arriba de la base del árbol; al mismo tiempo se identificaron los árboles con numeración, incluyendo en la misma los huecos por marras o muertes, ya que esta información puede ser empleada para conocer la densidad de plantación. En este apartado cabe mencionar que los aparatos de medición empleados, concretamente la garra de sujeción del transponder del hipsómetro digital Vertex IV, en esta especie deja muescas reconocibles sobre la corteza adherida al tronco que no se suelen cerrar. Por tanto, no se recomienda el uso de clavos o elementos que deban ser insertados a través de los tejidos exteriores del árbol. De hecho, esta práctica, así como las podas mal realizadas u otros daños externos, pueden afectar a varias especies de eucalipto, produciendo bolsas de kino o *red gum* como mecanismo de defensa en la corteza y la madera (Nutto et al., 2003).

Una vez finalizada la fase anterior se procedió a realizar el inventario diamétrico. En todos los árboles numerados se midieron dos diámetros normales (d_n , cm) con forcípula de apreciación 0,001 m, en la dirección de los lados de la parcela (el diámetro normal se obtuvo como la media geométrica de estos dos valores). Los árboles secos que se mantenían en pie también se inventariaron y se anotaron como tales, mientras que los pies con altura total menor de 1,30 m se contaron solamente.

A la vez, se midieron la altura total (h_t , m) y la altura de copa viva continua (h_{blc} , m) de todos los árboles de la parcela, empleando para ello un hipsómetro digital Vertex IV en los árboles maduros o una pértega telescópica en las masas juveniles, hasta una aproximación de 0,1 m con Vertex IV y 0,001 m con pértega. La altura de copa viva corresponde a la altura a partir de la cual existen ramas verdes de forma continua, siendo frecuente en *Eucalyptus globulus* la presencia de ramas verdes aisladas a lo largo del fuste.

El 75% de las parcelas se instalaron en montes gestionados o en propiedad de ENCE, y el 25% restante en parcelas de propietarios minoritarios. Ello fue debido a que ENCE es participante en el proyecto que financia este trabajo y a la vez ofrece facilidades organizativas que permiten acceder a muchos datos en poco tiempo, además de la dificultad que entraña localizar a personas individuales que cumplan los requisitos de partida y que estén dispuestos a permitir instalar las parcelas.

Como se comentó en el capítulo 1 (Justificación y objetivos), el modelo GLOBULUS 3.0 (Tomé et al., 2006) incluye entre sus variables predictoras el número de días de lluvia anuales. Puesto que la relación es útil en dicho modelo, para cada parcela se recopilaron los datos correspondientes a una o dos series de datos entre las fechas de los inventarios para las parcelas con una y dos remediciones, referentes a la precipitación total (L/m^2), días de precipitación ≥ 1 mm (días/año), días de precipitación ≥ 10 mm (días/año) y días de helada (días/año).

La red de experimentación instalada en junio de 2012 constaba finalmente de 128 parcelas (Figura 3.1), 115 pertenecientes a brinzales (primer turno) y 13 a chirpiales (segundos y sucesivos turnos), y forma parte de la red general de parcelas de distintas especies de la *Unidade de Xestión Forestal Sostible* (UXFS) de la Universidad de Santiago de Compostela. Las parcelas representan las distintas evoluciones de la densidad, edades y calidades de estación que se pueden encontrar en Galicia para los materiales de reproducción estudiados.

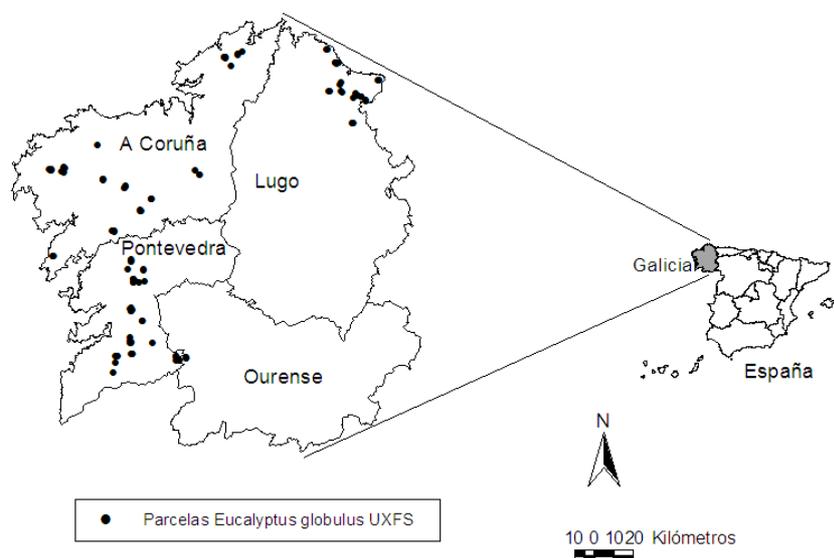


Figura 3.1. Localización de la red de parcelas de la UXFS para *Eucalyptus globulus* en Galicia. Fuente: elaboración propia.

La red de parcelas de eucalipto fue reinventariada, en su mayor parte, dos veces más de forma anual desde su instalación. Sin embargo, no fue posible remedir todas las

parcelas instaladas inicialmente, debido a diversas causas: incendios, ataques severos de plagas o enfermedades o porque habían desaparecido parcial o totalmente tras una corta. Además, y tras un análisis exploratorio, en cada módulo (funciones de transición y/o funciones de salida) se empleó un número de parcelas diferente, ya que se excluyeron algunas de ellas por los motivos expuestos más adelante.

3.2. Árboles tipo

3.2.1. Criterios de selección

En algunas de las parcelas de crecimiento se procedió a seleccionar y apear, siempre que fue posible, tres árboles tipo. Estos árboles se eligieron fuera de los límites de la parcela pero próximos a ella, en una banda de unos 20 m alrededor de su perímetro. Dichos pies se seleccionaron por su asignación a tres categorías, apeando un árbol dominante, uno intermedio y uno sumergido.

Dado que se ha trabajado con tres materiales de reproducción diferentes, un objetivo fue obtener una muestra equilibrada entre ellos, de tal forma que se muestrean, al igual que en el inventario, la mayor variedad posible respecto a calidades y edades, intentando llegar a una cifra de 90-100 árboles. También se tuvo en cuenta para su asignación que no presentasen ningún defecto de forma (bifurcaciones, deformaciones del fuste, excesiva ramosidad, guía terminal no vigorosa, etc.). Finalmente se derribaron 87 árboles tipo, 29 de cada material de reproducción (brinzal, clones F0 y clones F1), correspondientes a 13 parcelas de brinzal, 9 parcelas de clones F0 y 10 parcelas de clones F1. Dichos árboles sirvieron para la construcción de las tarifas de cubicación y ecuaciones de biomasa de árbol individual. En la Figura 3.2 se muestran los pares de datos altura-diámetro empleados para el ajuste de ecuaciones de árbol individual.

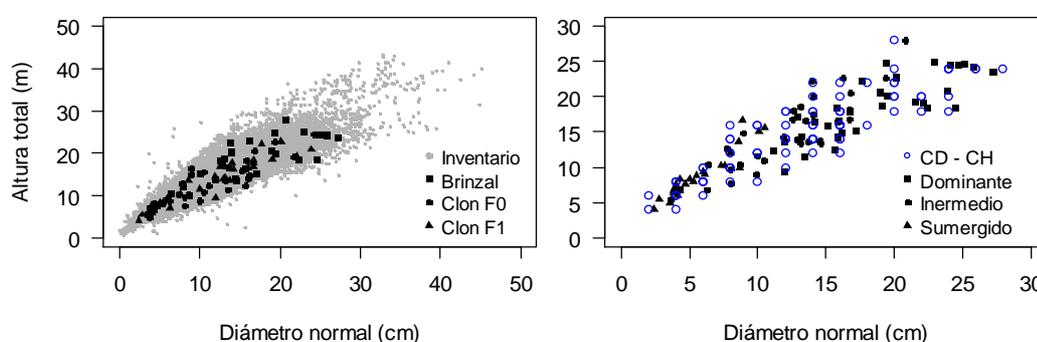


Figura 3.2. Gráfico de alturas frente a diámetros de los árboles tipo inventariados. Izquierda: separación por materiales de reproducción sobre datos de inventario; derecha: separación por clases sociológicas sobre las clases diamétricas y de altura muestreadas (CD-CH).

3.2.2. Toma de datos

En monte, una vez apeados y desramados los árboles seleccionados, se midió la altura del tocón (h_{st}) con cinta métrica desde el suelo hasta la sección de corte (con apreciación a 0,001 m), la longitud del tronco apeado desde la sección de corte hasta la punta (con apreciación a 0,1 m), se marcaron y midieron diámetros con corteza (d_i) a 0 m (h_{st}), 0,3 m, 0,6 m, 1,3 m y 2 m de altura desde el tocón, y posteriormente cada metro hasta la troza de un metro completa cuyo diámetro en punta delgada (d_{pd}) estuviese más próximo a 7 cm (tamaño comercial para celulosa) con forcípula (con precisión de 0,001 m).

Una vez efectuadas y anotadas las mediciones anteriores, se procedió a trocear el árbol en trozas. Luego se midió el peso de cada troza con báscula de precisión (con apreciación de 0,02 kg), el número y peso de ramas insertas en cada troza (con apreciación de 0,02 kg) considerando dos tipos, muertas y/o vivas, y dividiendo en dos los diámetros de inserción (d): ramas con $d < 2,5$ cm y ramas con $2,5 \text{ cm} \leq d < 7$ cm. Tras el pesaje, se extrajo una rodaja de la base de cada troza de unos 5-6 cm de altura, además de la rodaja de la parte superior de la última troza, siendo el total de rodajas de cada árbol el número de trozas más uno. Por último, se pesó toda la copa con una báscula de precisión (con apreciación de 0,02 kg), tomando un 20% en peso como submuestras, tanto de las ramas a lo largo del fuste como de la copa (Pérez-Cruzado et al., 2011), que se trasladó a laboratorio para su procesado.

En laboratorio se procedió a la separación de la corteza de la madera en las rodajas, y se midió el espesor de corteza con calibre (con apreciación de 0,001m). También se subdividió la muestra de ramas con diámetro menor de 2,5 cm en tres fracciones menores: hojas, ramillos ($d < 0,6$ cm) y ramas finas ($0,6 \text{ cm} \leq d < 2,5$ cm). Todas las fracciones fueron pesadas en báscula de precisión (con apreciación de 0,001 kg). Posteriormente fueron secadas en estufa hasta pesada constante a 105°. Finalmente, se tomó el peso de cada una de las fracciones procesadas, en báscula de precisión (con apreciación de 0,001 kg).

3.3. Elaboración de los datos

En el Anexo I figura la notación empleada, para lo que se siguieron las pautas establecidas en Diéguez-Aranda et al. (2009, p. 249).

3.3.1. Variables de rodal y resumen de inventarios

A partir de los datos de las tres campañas de inventario se determinaron las siguientes variables dasométricas: edad (t , años), densidad (N , pies/ha), área basimétrica (G , m²/ha), diámetro medio cuadrático (d_g , cm), diámetro medio aritmético (\bar{d} , cm), diámetro

dominante (d_0 , cm), altura media (\bar{h} , m), altura dominante (H_0 , m) e índice de Hart-Becking (IH , %). Cuando la obtención de una variable requiere tener en cuenta el número de pies, éstos fueron siempre árboles vivos y de tamaño inventariable ($h_i > 1,3$ m). En la Tabla 3.1 se muestra un cuadro resumen del número total de parcelas medidas, separadas por materiales de reproducción e inventario; y en la Tabla 3.2 se muestra un resumen de las principales variables de rodal para todas las parcelas medidas en cada inventario.

Tabla 3.1. Número de parcelas medidas separadas por materiales parentales e inventario.

	Brinzal	Clon F0 (Anselmo)	Clon F0 (C17)	Clon F1 (Odiel)	Clon F1 (Tinto)	Clon F1 (Piedras)	Clon F1 (C6)	Chirpial	Total
Inventario 1	73	25	1	10	4	1	1	13	128
Inventario 2	66	25	1	10	4	1	1	10	118
Inventario 3	52	25	1	10	4	0	1	10	103
Inventario 4	0	0	0	0	4	0	0	0	4

Tabla 3.2. Estadísticos descriptivos por inventario de la edad, número de pies por hectárea, área basimétrica y altura dominante para todas las parcelas en cada inventario.

	Inventario 1 ($n = 128$)				Inventario 2 ($n = 118$)				Inventario 3 ($n = 99$)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
t	10	40	1	5	11	41	2	5	11	27	3	4
N	1124	2000	595	282	1082	1680	594	261	1061	1631	595	252
G	16,2	61,1	0,2	9,0	17,1	63,0	0,9	9,0	17,6	40,4	1,1	7,5
H_0	18,9	39,5	3,1	6,9	20,0	40,3	5,8	6,6	20,6	41,6	5,7	5,9

Tabla 3.2. (continuación). Sólo clon Tinto (F1).

	Inventario 4 ($n = 4$)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
t	6	6	6	0
N	1422	1508	1296	90
G	13,1	14,9	11,5	1,4
H_0	16,2	17,9	14,3	1,5

Nota: t es la edad (años), N es el número de pies por hectárea (pies/ha), G es el área asimétrica del rodal (m^2/ha) y H_0 es la altura dominante (m).

En adelante se hace referencia a todas estas variables dasométricas con la correspondiente notación, añadiendo el subíndice 1 ó 2, según se trate de una variable considerada de un estado inicial o final respectivamente. Así, por ejemplo, H_{01} y G_1 se

considerarían las variables altura dominante y área basimétrica en el instante inicial t_1 , mientras H_{02} y G_2 son las mismas variables en el instante final t_2 .

Respecto a la calidad de los datos, hay varios factores que influyen en la misma relacionados con la medición de las parcelas permanentes, destacando entre ellos el período de tiempo entre mediciones, la tasa de crecimiento de la especie estudiada o las influencias climáticas (García, 1988). En la práctica, la duración del período entre mediciones depende en gran medida de la tasa de crecimiento de la especie (Gadow et al., 1999). En esta tesis, el período ha sido de un año, aunque no es lo más recomendable, pero de esa manera se ha pretendido adquirir la máxima información posible y obtener al menos tres inventarios.

Por otra parte, la uniformidad en los períodos de medición tiene influencia directa en los errores de estimación, siendo el caso más sencillo frente a la posibilidad de adquirir datos provenientes de intervalos de medición irregulares (García, 1988). En este sentido, las mediciones llevadas a cabo en este trabajo han sido realizadas en la misma fecha, de años sucesivos, considerando un margen de ± 15 días respecto a la fecha de la primera medición.

Por último, otro factor cuya influencia está relacionada con la duración del período entre mediciones son las prácticas selvícolas, fundamentalmente desbroces, al afectar éstos en gran medida a la reducción de competencia y posibilitar un mayor crecimiento (González-Río et al., 1997). Si bien la mejor forma de controlar este aspecto es realizar la medición de las parcelas en el momento de la intervención, la escasa capacidad para controlar este factor imposibilitó esta labor.

3.3.2. Variables de árbol individual

A partir de los datos de campo se determinaron las variables volumen individual y biomasa individual por fracciones para todos los árboles apeados. Para el desarrollo de tarifas de cubicación individual se calculó el volumen de las trozas mediante la fórmula de Smalian. Dado que este método sobrestima el volumen real (García, 1995, p. 12), se optó por tomar cuatro diámetros (a 0 m, 0,3 m, 0,6 m y 1,3 m desde la sección de corte) en la troza basal, donde se produce una concavidad notoria. Además, resulta más fácil de medir el espesor de corteza en las extremidades de las trozas que en su centro. El volumen de cada árbol se calculó como la suma de los volúmenes de todas las trozas que los conformaban.

El peso de las trozas en verde fue transformado a biomasa asignando una proporción de materia seca (MS) en cada troza igual a la media del contenido en MS de las rodajas que la delimitan mediante la siguiente expresión:

$$MS = \frac{P_s}{P_h} \quad [3.1]$$

donde P_s es la media del peso seco de las rodajas superior e inferior a la troza considerada y P_h es la media del peso húmedo de las rodajas superior e inferior a la troza considerada.

Para la estimación del peso seco de las trozas se evaluaron dos métodos inicialmente. Empleando trozas de dos metros con las tres rodajas correspondientes (inferior, central y superior), y tomando como dato observado la MS de la rodaja central, se estimaron los valores de MS de esta rodaja como: i) la media aritmética de la MS de las rodajas inferior y superior, y ii) la media de la MS de las rodajas inferior y superior ponderada por el volumen de las trozas inferior y superior respectivamente. La mejor estimación correspondió a la media aritmética, siendo, por tanto, el método empleado para la estimación de la MS de las trozas. Por otra parte, el análisis gráfico de la humedad a lo largo del fuste, representada por la humedad de las rodajas en altura, no reveló ninguna tendencia concreta.

Para el análisis de las diferencias entre los diferentes materiales de reproducción se obtuvieron datos de 29 árboles de cada tipo (brinzales, clon F0 y clon F1), siendo las muestras equilibradas. En el caso de la roca madre, 34 árboles fueron apeados en suelos de esquistos/pizarras, mientras que 53 lo fueron en suelos graníticos. En la Tabla 3.3 se muestran los estadísticos descriptivos de todas las variables medidas o estimadas en los árboles tipo.

Tabla 3.3. Estadísticos descriptivos de la muestra de árboles tipo.

		d_n	h_t	t	ph_{tot}	w_{tot}	v_{icc}	v_{isc}
Brinzal ($n = 29$)	Media	14,7	16,7	10,0	242,5	105,4	0,180	0,154
	Máximo	27,3	28,1	17,0	748,0	313,0	0,582	0,486
	Mínimo	3,6	5,4	2,0	4,5	1,8	0,002	0,001
	Desv. est.	7,2	6,5	4,2	225,3	99,3	0,177	0,149
Clon F0 ($n = 29$)	Media	12,3	14,1	6,9	149,4	64,6	0,106	0,091
	Máximo	25,2	24,6	9,9	636,8	299,9	0,502	0,444
	Mínimo	3,6	4,9	5,0	6,9	3,0	0,003	0,002
	Desv. est.	5,6	5,1	1,3	161,7	72,4	0,131	0,114
Clon F1 ($n = 29$)	Media	11,7	13,3	7,8	137,1	57,3	0,099	0,084
	Máximo	23,9	22,7	9,8	519,1	256,0	0,398	0,340
	Mínimo	2,4	4,0	5,0	3,6	1,5	0,001	0,001
	Desv. est.	6,2	5,4	1,3	137,2	61,2	0,107	0,092

Nota: d_n : diámetro normal (cm); h_t : altura total (m); t : edad (años); ph_{tot} : peso verde en kg; w_{tot} : biomasa o materia seca (MS , kg); v_{icc} : volumen individual del fuste con corteza (m^3) hasta un diámetro en punta delgada de 7 cm; v_{isc} : volumen individual del fuste sin corteza (m^3) hasta un diámetro en punta delgada (d_{pd}) de 7 cm considerando la corteza.

Además del volumen y la biomasa, existen otras características (o variables) consideradas de interés, que fueron sometidas a diferentes test estadísticos. Dichas variables fueron:

- Biomasa de madera relativa (respecto de la biomasa total), denotada por $w_{w.rel}$.
- Biomasa de corteza relativa (respecto de la biomasa total), denotada por $w_{b.rel}$.
- Biomasa de fracciones relativa (respecto de la biomasa total), incluyendo todas las ramas y hojas, denotada por $w_{br.rel}$.
- Longitud de copa relativa (respecto de la altura total, h_t), denotada por $c_{l.rel}$.
- Densidad estimada en verde (o aparente) de madera, denotada por $d_{ap.ma}$ (en kg/m^3).
- Densidad estimada en verde (o aparente) de troza, incluyendo madera y corteza, denotada por $d_{ap.tr}$ (en kg/m^3).
- Densidad básica de madera, denotada por $d_{bas.ma}$ (en kg/m^3).
- Densidad básica de troza, incluyendo madera y corteza, denotada por $d_{bas.tr}$ (en kg/m^3).

La finalidad de estos análisis tuvo una doble intención:

- Aportar información de cara al momento del aprovechamiento y la compra-venta, ya que la forma habitual de cuantificación es el peso en destino.
- Identificar las posibles diferencias en biomasa de las fracciones del árbol por materiales de reproducción.

Del peso total en verde del árbol, la parte “pulpable” se extrae de la madera del fuste, que en el aprovechamiento es dividido en trozas de longitud variable entre 2,5 a 5 m, a veces con corteza y otras sin corteza. Dichas trozas son dispuestas en pilas, durante un período de tiempo variable hasta un máximo que queda fijado en los contratos, generalmente 48 horas, hasta que son cargadas y transportadas al centro de recepción.

Puesto que el muestreo de los árboles tipo supuso un trabajo continuo durante un año y medio para toda Galicia, y las condiciones climáticas momentáneas no son homogéneas en la misma época del año en lugares distintos, el análisis del contenido en humedad no se pudo analizar según el momento de la corta. Para ello se debería desarrollar un experimento concreto, muestreando en las mismas parcelas durante todo el año a intervalos regulares. Sin embargo, y aunque no fue posible dentro de esta tesis, sí se dispuso de información procedente de una experiencia previa (Rojo-Alboreca y Rodríguez-Da Costa, 2010), consistente en muestreos mensuales de parcelas de chirpiales de *E. globulus* en seis localidades distintas de 1 a 6 años de edad durante un año y cuatro meses en San Sadurniño (A Coruña). En la Figura 3.3 se presentan los gráficos obtenidos de ese trabajo, donde se muestra la humedad mensual, estimada como

la media para todas las parcelas muestreadas (con edades diferentes), y las variaciones de la humedad (en base seca) para cada parcela y edad inicial. En dicho trabajo se observa una falta de tendencias en la humedad cuando se consideran distintas parcelas, aunque se intuyen variaciones estacionales para el mismo punto de muestreo.

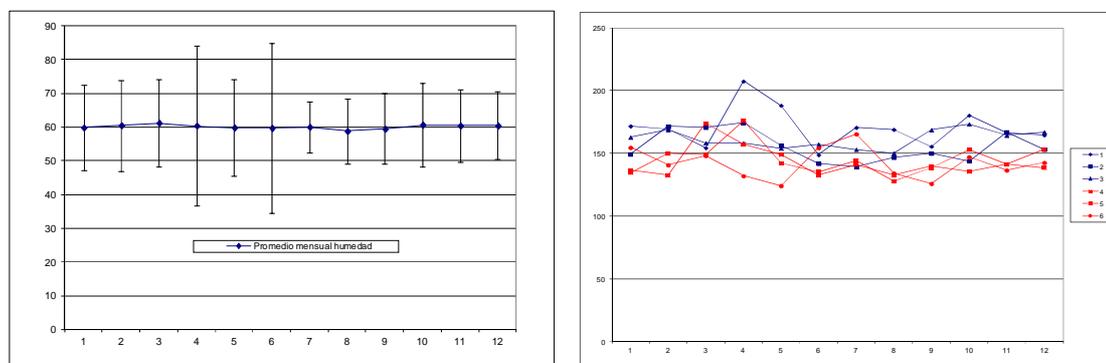


Figura 3.3. izquierda) eje X: meses; eje Y: Variación de la humedad mensual media; derecha) eje X: meses; eje Y: variación mensual de la humedad en base seca para la misma edad inicial y estación. Fuente: Rojo-Alboreca y Rodríguez-Da Costa (2010).

A tenor de estos datos, en esta tesis se consideró oportuno inicialmente ajustar una ecuación de peso verde en el momento del apeo, asumiendo que no existe variación estacional, pero sí se deben considerar los plazos operativos en el aprovechamiento, para lo que se deberían haber pesado todas las rodajas a 24 y 48 horas. Durante este tiempo, el secado debe ser lo más parecido respecto a la temperatura de secado al aire libre en cualquier época del año. Otro factor que dificulta este ajuste es que tanto el descortezado como el transporte de la madera suponen una ventilación forzada, y son factores difíciles de controlar.

Otra opción de aproximación al peso en verde en el momento del pesaje es la de transformar el volumen en verde a peso, y estimar las pérdidas de humedad a 24 o 48 h. Para ello se necesita una ecuación de volumen, desarrollada en el Capítulo 6 (Funciones de salida), la densidad aparente en verde para el fuste con o sin corteza, y las variaciones de la humedad de 0 a 48 horas.

De las 1134 rodajas obtenidas en el muestreo de árboles tipo, se tomaron 52 discos de madera descortezados y 52 discos de corteza. Dichas muestras fueron dispuestas apiladas, simulando su disposición en monte, y pesadas a 24 y 48 h para estimar la pérdida de humedad durante este período de tiempo, siendo el secado a temperatura ambiente seca de 27,5°C y temperatura ambiente húmeda de 19,5°C, con ligera ventilación artificial. En la Tabla 3.4 se exponen los estadísticos descriptivos de la densidad por materiales de reproducción, empleando solamente la estimación hecha para las trozas que no contenían ninguna rama inserta.

Esto fue así debido a que se observa una tendencia creciente de la densidad estimada cuando aumenta el número de ramas con $d \geq 2,5$ cm insertas en la troza (Figura 3.4). A su vez, las inserciones de las ramas suponen un aumento de volumen cuyo peso queda registrado en la báscula pero no en las mediciones para volumen, por lo que se buscó la troza “ideal” en la medida de lo posible. Además, todas las trozas pertenecen a alturas mayores de 1,3 m y menores que la altura de la base de la troza que contiene el diámetro en punta delgada (con $d_{pd} = 7$ cm), ya que la mayor parte de las trozas pertenecen a esta parte del fuste (83% aprox.). También los datos en los extremos mostraron valores muy diferentes de humedad y densidad estimada, por lo que fueron eliminados, quedando finalmente 350 trozas comprendidas entre 1,3 m y la troza anterior a la troza superior, sin ninguna rama inserta. La muestra de brinzal, con mayor edad máxima para la muestra completa de trozas, también fue reducida hasta igualar la edad máxima de las trozas en clones (10 años), equilibrando el número de muestras y las edades, para poder realizar un análisis más completo.

Tabla 3.4. Descriptivos de la densidad aparente de las trozas con y sin corteza por materiales de reproducción.

Variable	Mat. reprod.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.
Densidad aparente verde troza sc (kg/m ³)	Brinzal ¹ (n = 201)	1122,1	1506,8	919,6	84,5
	Brinzal ² (n = 55)	1110,0	1291,9	919,6	73,2
	Clon F0 (n = 72)	1144,9	1422,5	959,2	97,9
	Clon F1 (n = 77)	1163,5	1591,7	978,3	127,4
Densidad aparente verde troza cc (kg/m ³)	Brinzal ¹ (n = 201)	1111,5	1470,2	940,2	81,1
	Brinzal ² (n = 55)	1099,6	1270,0	959,7	60,7
	Clon F0 (n = 72)	1130,8	1394,6	952,4	92,7
	Clon F1 (n = 77)	1146,2	1563,7	978,6	115,4
Densidad básica troza sc (kg/m ³)	Brinzal ¹ (n = 201)	557,2	768,6	421,1	57,8
	Brinzal ² (n = 55)	513,1	620,3	421,1	42,7
	Clon F0 (n = 72)	557,1	728,5	432,2	58,3
	Clon F1 (n = 77)	545,3	728,2	450,6	68,6
Densidad básica troza cc (kg/m ³)	Brinzal ¹ (n = 201)	527,7	716,3	406,2	51,0
	Brinzal ² (n = 55)	489,2	581,2	406,2	36,9
	Clon F0 (n = 72)	529,1	675,4	414,6	52,1
	Clon F1 (n = 77)	514,6	666,4	422,0	58,8

¹ muestra de brinzal completa (edad máxima 17 años); ² muestra de brinzal parcial (edad máxima 10 años)

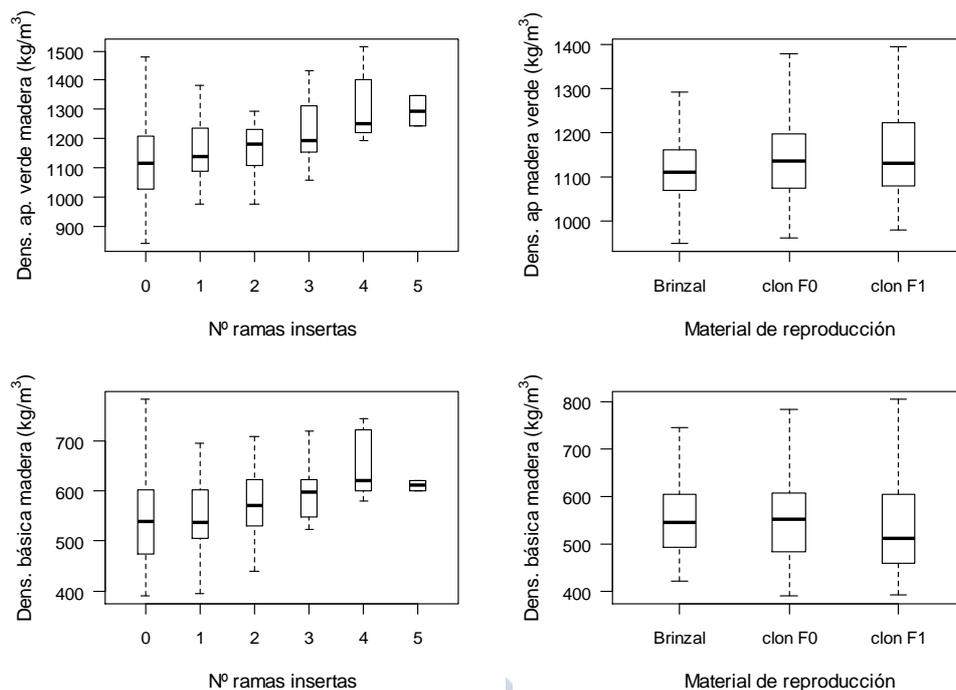


Figura 3.4. Variación de la densidad aparente y la densidad básica (kg/m^3) según el número de ramas con $d \geq 2,5$ cm insertas en las trozas (izquierda) y por materiales de reproducción (derecha).

En la Tabla 3.5 se muestran los estadísticos descriptivos para las pérdidas de humedad en los discos. A partir de los valores medios en pérdidas de humedad, los valores medios de densidad verde y las tarifas de cubicación se puede obtener una aproximación al peso fresco en el momento del pesaje.

Tabla 3.5: Pérdida de humedad en corteza y madera por horas, secado natural.

Pérdida de humedad (%)				
$n = 52$	Media	Máximo	Mínimo	Desv.est.
Corteza 0-24 h	10,76	29,00	1,77	7,12
Corteza 0-48 h	22,93	45,59	5,78	11,37
Madera 0-24 h	3,53	9,91	0,95	1,92
Madera 0-48 h	8,11	19,39	3,39	3,54

Por otra parte, con el fin de completar el muestreo y atender a uno de los principales problemas presentes en las masas de esta especie, se estableció una metodología para la medición (estimada) de la defoliación causada por el gorgojo del eucalipto (*Gonipterus scutellatus* Gyll.) a nivel de árbol individual. Dicha metodología está basada en una escala de clasificación de la defoliación establecida por la Estación Fitopatológica do Areiro (EFA), que establece cinco grupos de defoliación para la copa. La clasificación dentro de un grupo concreto de defoliación (*def*) es el resultado de una operación

matemática que multiplica el grado de defoliación (*grdef*) de cada una de las hojas seleccionadas en los ramillos por el porcentaje de hojas afectadas (*af*) en dichos ramillos.

La aplicación de esta metodología en campo fue la siguiente: una vez apeado el árbol se tomaron del tercio superior de la copa cuatro ramillos de unas 15-30 hojas de cuatro puntos opuestos de la misma. Se procedió de esa manera ya que el tercio superior de la copa es la zona con más acceso a la luz y, por tanto, donde con mayor probabilidad se puede encontrar el gorgojo. En cada ramillo se evaluaron dos características: defoliación de cada hoja (*grdef*) y afección (*af*). La variable *grdef* es un valor en porcentaje asignado de forma visual, y por tanto subjetiva, para la falta de limbo foliar en los ramillos seleccionados. Dicho valor fue asignado tras una doble evaluación (de las personas que recogieron las muestras), y su estimación es mejorable con la práctica. La variable *af* es también un porcentaje, cuyo valor fue asignado de forma objetiva ya que consiste en el recuento de hojas afectadas sobre el total de hojas en el ramillo. La escala final para establecer la variable *def* es la que se muestra en la Tabla 3.6, y en la Tabla 3.7 los valores de defoliación obtenidos para los árboles tipo.

Tabla 3.6: Niveles de defoliación (Fuente: ENCE, procedente de EFA Areeiro).

Clase	<i>def</i>	Intervalo
Nula	0	0-10%
Baja	1	11-25%
Moderada	2	26-66%
Alta	3	67-99%
Árbol seco	4	100%

Tabla 3.7: Estadísticos descriptivos para defoliación en la muestra de árboles tipo.

Mat. reprod.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.
Brinzal	0,55	2	0	0,73
Clon F0 (Anselmo)	1,2	3	0	0,97
Clon F1 (Odiel)	1	3	0	1,2

Durante la toma de muestras en árboles tipo y en posteriores comprobaciones sobre los datos se constató que la defoliación es un fenómeno que afecta principalmente a las copas de los árboles en luz, es decir de los de mayores dimensiones, mientras los sumergidos estuvieron menos afectados de forma sistemática. Por último, esta variable se introdujo sólo en los modelos de biomasa foliar, por descartes previos sobre otras fracciones y modelos, de dos formas principales: por un lado como una variable explicativa más, y por otro como variable asociada a la expansión de un parámetro.

3.4. Ajustes

La técnica empleada para el ajuste de los modelos fue el análisis de regresión en sus distintas modalidades. El análisis de regresión explica la relación de una variable dependiente y_i respecto de un conjunto de variables independientes o regresoras x_i a través del ajuste de ecuaciones matemáticas (Seber y Lee, 2012, pág 2). Una vez estimados los parámetros de estas ecuaciones se puede conocer el comportamiento de la variable dependiente en función de los valores de las variables independientes con un determinado nivel de confianza.

En concreto, los procedimientos estadísticos de ajuste de modelos empleados en este trabajo fueron los siguientes:

- Procedimientos de regresión lineal para estimar los parámetros de los modelos lineales.
- Métodos de selección de variables independientes que deben constituir un modelo de regresión.
- Procedimientos de regresión no lineal para la obtención de parámetros de los modelos no lineales.
- Regresión simultánea de sistemas de ecuaciones aparentemente no relacionadas.

En el Anexo II (Análisis estadístico), se justifican brevemente los procedimientos seguidos en cada una de las fases de análisis de datos, selección de variables y ajustes. Todos los procedimientos estadísticos se han realizado con el paquete informático R (R Core Team, 2014). Las funciones empleadas para el ajuste de las distintas funciones se mencionan en el apartado correspondiente.

3.5. Evaluación de modelos

El concepto de evaluación de un modelo es muy amplio, y requiere de un examen que le otorgue consistencia y realismo, de manera que el comportamiento que describa esté de acuerdo con la conducta biológica y empírica esperada. Es decir, el modelo debe de tener consistencia lógica y su comportamiento debe concordar con los conocimientos de los procesos biológicos elementales. Esta consideración (denominada evaluación cualitativa) se ha de tener siempre presente durante el ajuste y la evaluación de las relaciones que conforman el modelo global (Diéguez-Aranda et al., 2009, p. 255).

En los siguientes apartados se describen los procedimientos empleados desde el punto de vista de la evaluación estadística (cuantitativa), que cuantifica la magnitud y

distribución de los errores de los modelos desarrollados. Otros ejemplos sobre los criterios de evaluación se pueden encontrar en Buchman y Shifley (1983), donde se evalúa en base al número de datos requeridos o a la flexibilidad para dar respuesta a cambios estructurales o nuevos recursos; o en Robinson y Monserud (2003), cuyo criterio fue el de adaptabilidad a nuevas muestras. En este trabajo, la evaluación se ha basado en el análisis de la bondad de ajuste a los datos experimentales, tanto por métodos gráficos como numéricos.

3.5.1. Estadísticos de ajuste

La determinación de la bondad de los ajustes a los datos experimentales se ha basado en el análisis gráfico y en los valores de diferentes estadísticos obtenidos a partir de los residuos, utilizados frecuentemente en la literatura forestal en este tipo de análisis (Clutter et al., 1983; Gadow et al., 2001; Trincado et al., 2007; Huang et al., 2009): sesgo, raíz del error medio cuadrático, coeficiente de determinación ajustado y/o criterio de información de Akaike.

El coeficiente de determinación (R^2), refleja la parte de la varianza total que es explicada por el modelo, la raíz del error medio cuadrático (REMC) analiza la precisión de las estimaciones en magnitud comparable a los valores de la variable analizada y el sesgo (E) evalúa la desviación media del modelo con respecto a los valores observados. Para el REMC y el E lo ideal es que los valores que alcancen sean lo más próximos posible a cero, formando estos dos estadísticos un conjunto que puede ser denominado de “falta de ajuste” (Weiskittel et al., 2011, p. 279). Por último, el criterio de información de Akaike (AIC) es un índice muy útil para seleccionar la mejor forma del modelo (Weiskittel et al., 2011, p. 281) basado en minimizar la distancia de Kullback-Liebler (Burnham y Anderson, 1998). Según estas definiciones, en principio, un modelo será mejor que otro si presenta un valor del R^2 lo más próximo a uno, valores de REMC y E próximos a cero y un menor valor del AIC (incluyendo valores positivos y negativos). Las expresiones de los estadísticos antes comentados son las siguientes:

$$\text{Coeficiente de determinación } (R^2): \quad R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad [3.2]$$

$$\text{Raíz del error medio cuadrático (REMC):} \quad \text{REMC} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n}} \quad [3.3]$$

$$\text{Sesgo (E): } E = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)}{n} \quad [3.4]$$

$$\text{Criterio de Información de Akaike (AIC): } \text{AIC} = n \cdot \log \hat{\sigma}^2 + 2 \cdot k \quad [3.5]$$

donde y_i , \hat{y}_i e \bar{y}_i son los valores observados, predichos y promedio, respectivamente, de la variable dependiente; n el número total de datos usados en el ajuste del modelo; $k = p + 1$; p el número de parámetros a estimar; y $\hat{\sigma}^2$ la varianza del error del modelo, estimada como:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n} \quad [3.6]$$

3.5.2. Análisis gráfico

El análisis gráfico consiste en examinar diferentes representaciones de los datos experimentales, y las predicciones y los residuos obtenidos en los ajustes de los distintos modelos. Se considera una herramienta muy importante para la selección de modelos, ya que permite detectar fácilmente errores o comportamientos anómalos (Draper y Smith, 1981, p. 59). Algunos de los gráficos empleados en este trabajo para este fin han sido:

- Gráfico de los valores observados frente a los valores predichos. Si el ajuste es bueno, los datos deberían seguir una diagonal perfecta (pendiente=1). Desviaciones por encima suponen subestimación y viceversa.
- Gráficos de residuos frente al valor predicho de la variable dependiente. En ajustes homocedásticos los residuos se distribuyen en torno al cero de forma homogénea. Cuando la varianza no es constante los residuos presentan una disposición con forma de embudo o trompeta (Vanclay, 1994, p. 115). Los residuos se han calculado como:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i \quad [3.7]$$

donde y_i e \hat{y}_i son los valores observados y predichos, respectivamente, de la variable dependiente.

- Gráficos del error relativo frente a la variable independiente. Permite conocer el comportamiento del error por clases de la variable independiente seleccionada, y por tanto de forma más detallada. La expresión del error relativo (ER,%) es la siguiente (Huang et al., 2003):

$$ER = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (H_i - \hat{H}_i)^2 / n - p}{\bar{H}}} \cdot 100 \quad [3.8]$$

donde H_i , \hat{H}_i e \bar{H} son los valores observados, predicho y promedio, respectivamente, de la variable dependiente; n el número total de datos usados en el ajuste del modelo y p el número de parámetros a estimar.

3.6. Validación de modelos

Una vez ajustado un modelo es necesaria una validación del mismo usando un conjunto de datos independientes para comprobar si la calidad del ajuste refleja también la calidad de las predicciones (Ljung, 1987; Huang, 2002). Según Snee (1977) existen cuatro procedimientos básicos para la validación de modelos de regresión:

- Comparación de las predicciones y coeficientes con teorías físicas.
- Comparación de los resultados del ajuste con los obtenidos por la teoría y la simulación.
- El uso de nuevos datos independientes de los utilizados en el ajuste.
- La división de los datos en dos grupos o la validación cruzada.

Las dos últimas proporcionan valores de errores de predicción, por lo que han sido las más empleadas en el ámbito forestal hasta el momento (Kozak y Kozak, 2003). Según algunos autores (p.ej.: Vanclay y Skovsgaard, 1997; Pretzsch, 2002; Kozak y Kozak 2003), la mejor manera de demostrar la capacidad estimativa de un modelo consiste en testarlo con datos totalmente independientes de los utilizados para el ajuste, puesto que la calidad del ajuste no refleja necesariamente la capacidad predictiva de la función. El problema que se plantea entonces es que se requiere un conjunto de datos para el ajuste y otro diferente para la validación, lo que no siempre es posible.

Una posibilidad para la validación de modelos consiste en dividir aleatoriamente el total de datos iniciales en dos subconjuntos, asumiendo que éstos se habían obtenido de muestras separadas. Esta suposición no es adecuada, es decir, las muestras no son independientes (Huang, 2002). Además, esta metodología presenta la desventaja añadida

de que se pierde capacidad de ajuste, al utilizarse una parte del total de datos exclusivamente para la validación. En algunos modelos de árbol individual, con el fin de comprobar la necesidad de variables poco comunes, se realizó una validación cruzada o *cross validation* (Hills, 1966; Lachenbruch y Mickey, 1968; Cochran, 1968), de tipo aleatoria de n iteraciones con los mismos datos. En esencia, esta forma de validación supone extraer de forma aleatoria una muestra de entre el 10 – 50% de los datos, escogiendo en este caso el 30%, y reajustar los modelos n veces (p. ej., $n = 1000$). Al realizar sucesivas divisiones de la muestra de forma aleatoria se evita uno de los principales problemas de la validación cruzada, como es la pérdida de información (Picard y Cook, 1984).

Por otra parte, existen algunas razones que evidencian la necesidad de una validación, como la experiencia de otros trabajos previos y similares al desarrollado en esta tesis, o la precisión y poco sesgo a gran escala, no estando garantizada su precisión en situaciones concretas (Robinson 2001, en: Yang et al., 2004).

No obstante, en esta tesis se ha tenido la oportunidad de comparar las estimaciones de los modelos de predicción de volumen, así como la información generada sobre las características de la madera de *E. globulus* (densidades), en rodales particulares donde se han realizado aprovechamientos cercanos a los 6000 m³ (con los correspondientes pesajes en báscula), lo que se ha considerado una prueba de algunos de los resultados de gran importancia de cara a la utilización práctica de los mismos. El criterio de validación se ha basado, por tanto, en una evaluación a nivel de las muestras originales por medio de los estadísticos de ajuste mencionados para todos los modelos ajustados, con una posterior comprobación del modelo de volumen seleccionado en casos reales.

4. Metodología del modelo de crecimiento

En este capítulo se justifica el tipo de modelo seleccionado y se expone su estructura, indicando las funciones que lo componen y sus interrelaciones.

4.1. Selección del tipo de modelo

La metodología más adecuada para la elaboración de un modelo de crecimiento y producción viene determinada fundamentalmente por los objetivos que se pretendan alcanzar. A su vez, éstos determinan el tipo de datos necesarios y la resolución de las estimaciones (Vanclay, 1994, p. 9).

Según Diéguez-Aranda et al. (2009, p. 123) una de las posibles clasificaciones de los modelos forestales de crecimiento se basa en la mayor o menor rigidez para simular la evolución de la densidad de un rodal en el tiempo, en función de si se dispone o no de datos reales de crecimiento y de, en el primero de los casos, si se han tenido en cuenta o no dichos crecimientos a la hora de aplicar las metodologías de ajuste correspondientes. Según este criterio, se distinguen modelos de crecimiento estáticos, que representan únicamente una de las posibles evoluciones del número de pies por hectárea, y modelos dinámicos, que permiten simular diferentes evoluciones de la densidad en el tiempo y, por tanto, un amplio abanico de alternativas selvícolas.

Las ventajas más reseñables de los modelos dinámicos son (Alder, 1980):

- Resultan más representativos de la verdadera dependencia causa-efecto entre la densidad del rodal y la producción.
- Pueden ser empleados cuando se tienen datos procedentes de muy diversos tipos de parcelas experimentales o inventarios.
- Es más sencillo desarrollar programas informáticos con modelos más sencillos.
- Permiten simular un mayor número de tratamientos (fundamentalmente densidades de plantación en el eucalipto destinado a celulosa).

A su vez, el desarrollo de modelos dinámicos se apoya en la teoría del espacio de estados, cuyos fundamentos básicos son (García, 1988):

- Una descripción del estado del rodal en un momento dado (el vector de estado), para lo cual se emplean variables dasométricas que lo definen adecuadamente.

- Unas funciones de transición que definen la tasa de cambio del sistema y que dependen del estado inicial.
- Unas funciones de control que regulan las modificaciones en las variables de estado, debidas a cambios instantáneos originados por tratamientos selvícolas.

En este caso se ha optado por desarrollar un modelo de masa o rodal completo, complementado por una función de desagregación de clases diamétricas. Las razones para la elección de este tipo de modelo fueron:

- El tipo de información disponible: dos, tres y cuatro inventarios de parcelas permanentes espaciados un período de un año (lo que corresponde a uno, dos o tres años de crecimiento respectivamente), en los que se han tomado datos con el fin de estimar variables de rodal.
- Los modelos de rodal son los más adecuados para la planificación de la gestión de plantaciones forestales, ya que representan un buen compromiso entre generalidad (entendida como su posible aplicación a un amplio rango de situaciones) y precisión de las estimaciones (García, 1988). Además, teniendo en cuenta las necesidades actuales de gestión de la especie en Galicia (ver apartados 2.2 y 2.4), este nivel de detalle se puede considerar suficiente.
- Un modelo de rodal es, generalmente, el paso inicial a llevar a cabo cuando se programa el desarrollo de modelos de crecimiento para cualquier especie.
- Al estar formada parte de la muestra por datos procedentes de masas de brinzales y clones, se considera oportuno analizar la diferente distribución de la producción por clases diamétricas, aunque el único destino de las plantaciones (a efectos prácticos) sea la celulosa, que no requiere una clasificación de los productos.
- El mejor comportamiento estadístico de las variables de rodal frente a las de árbol individual es otro argumento más de cara a la construcción de un modelo de rodal completo.

4.2. Estructura y funciones del modelo

Como ya se ha comentado, la elaboración del modelo de crecimiento de la presente tesis tiene como objetivo la proyección de determinadas variables dasométricas, de manera que pueda ayudar al gestor en la planificación y gestión de las masas de *E. globulus*. Para conseguir este objetivo es necesario desarrollar una serie de módulos (ecuaciones) que en conjunto constituyen el modelo global de crecimiento y producción.

En el modelo desarrollado, el estado de un rodal (monoespecífico y regular) de la especie en un determinado momento (a la edad t) queda definido por tres variables, dos de ellas medidas o conocidas: la altura dominante (H_0) y la densidad (N); y una tercera

que puede ser medida o predicha: el área basimétrica (G). Las funciones de transición de altura dominante, área basimétrica y mortalidad (como habitualmente se denomina a la que indica la disminución del número de pies/ha) proyectan estas variables a partir de sus valores iniciales, o vector de estado (H_{01} , G_1 y N_1), y de las edades inicial y final de proyección (t_1 y t_2), utilizando para ello ecuaciones en diferencias algebraicas, que definen tasas de cambio en el sistema. El modelo incorpora además otras funciones, denominadas de salida, como la de desagregación diamétrica, y las tarifas de cubicación de volumen hasta un diámetro en punta delgada de 7 cm (V_{cc} y V_{sc}) y de biomasa total o por fracciones (W_{tot} , W_w , W_b , W_{br} , W_t y W_l).

En la Figura 4.1 se muestra la estructura básica del modelo global de crecimiento. En ella se ha empleado la simbología descrita en Diéguez-Aranda et al. (2009, p. 125) para cada componente del modelo. Las variables de entrada se han denotado por el símbolo \square . Los procesos que utilizan funciones matemáticas para transformar variables de entrada en variables intermedias o en variables de salida se han indicado mediante el símbolo \square . Por último, las variables resultado o de salida se han indicado mediante el símbolo \circ . Estas variables pueden ser a su vez variables de entrada en otras funciones, en cuyo caso se han denotado mediante el símbolo \square .

Se asume que la altura dominante de la masa permanece inalterada por los tratamientos selvícolas, sobre todo teniendo en cuenta la ausencia de claras en la especie. Por tanto, la altura dominante depende tan sólo de la edad correspondiente y de la calidad de la estación, medida por el índice de sitio. Éste a su vez se determina mediante una función de crecimiento en altura dominante, a partir del valor de la altura dominante y la edad del rodal.

La ecuación de crecimiento en área basimétrica se utiliza para proyectar esta variable en el tiempo. Al no realizarse claras, se simula a partir del valor de dicha variable tomado en campo, y si no se dispone de los datos de un inventario, la proyección se hace a partir del valor predicho mediante una función de inicialización de área basimétrica. Esta función no alcanza el grado de certeza del inventario diamétrico (el más sencillo), siendo éste, por tanto, recomendable. El área basimétrica futura se estima a partir de la existente en un determinado momento, por lo que la función lleva implícita la historia de la masa.

Aunque se probaron otras formas adicionales para los modelos de altura dominante y área basimétrica (parámetros diferentes según tipos de suelo y/o material de reproducción y variables climáticas), los modelos más sencillos resultaron mejores. No obstante, existen modelos para la especie que proponen parámetros para estas funciones basándose en diferencias regionales (Wang y Baker, 2007) o bien modelos que incluyen variables relacionadas con la estación, como la cota o la precipitación anual (Tomé et al., 2006).

La evolución de la densidad (expresada mediante el número de pies/ha) puede plantearse a partir del valor de dicha variable en un instante cualquiera. Es decir, a cualquier edad se puede simular una densidad y comprobar los efectos sobre el resto de

variables del rodal. En las parcelas medidas no se efectuaron claras, y no se consideró la mortalidad debida a fenómenos extraordinarios puntuales, por lo que la evolución de la densidad está determinada por la mortalidad natural existente (por competencia por agua, luz y nutrientes), que queda definida por una función denominada de mortalidad.

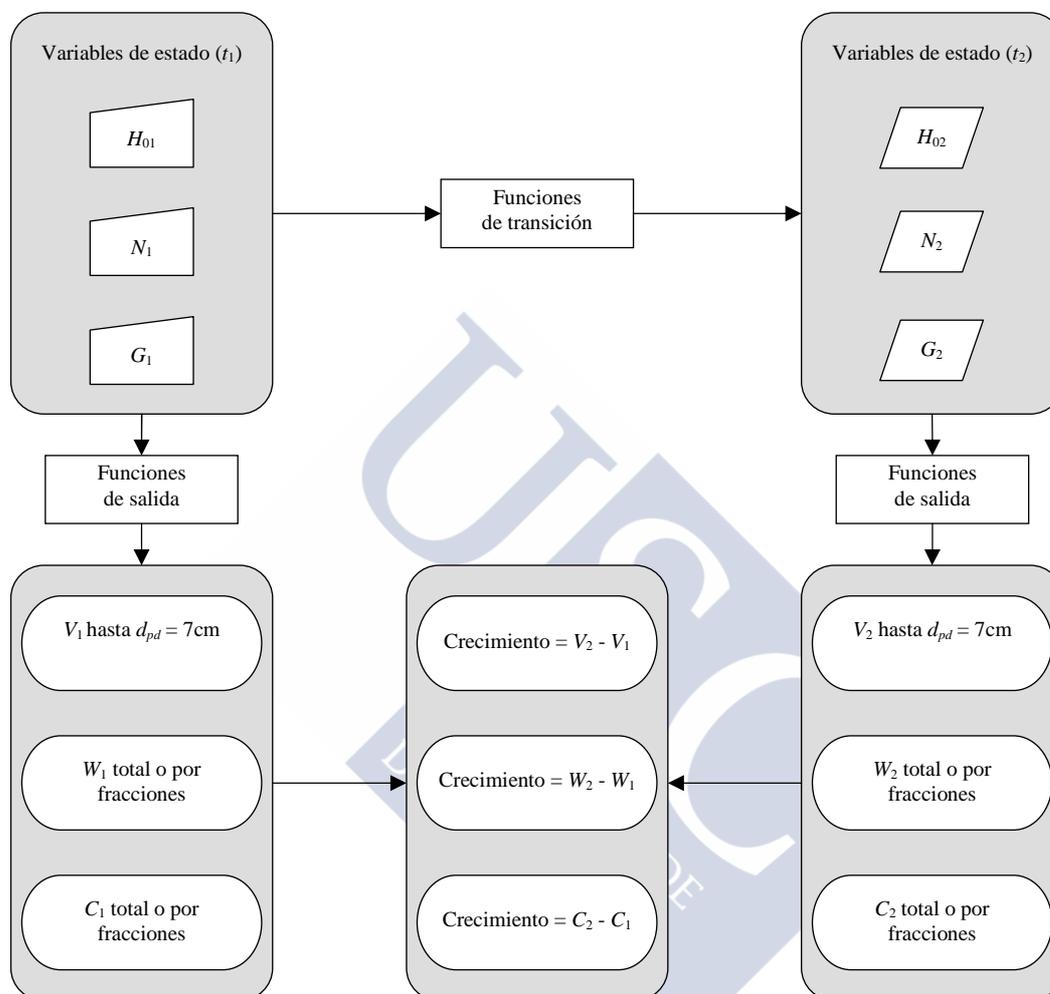


Figura 4.1. Estructura básica del modelo dinámico de crecimiento desarrollado. Nota: t_1 , t_2 = edad del rodal al inicio y al final de la proyección, respectivamente; H_{01} , H_{02} , N_1 , N_2 , G_1 , G_2 , V_1 , V_2 , W_1 , W_2 , C_1 , C_2 = altura dominante, número de pies/ha, área basimétrica, volumen/ha, biomasa/ha y carbono/ha a las edades inicial t_1 y final t_2 de la proyección, respectivamente; d_{pd} = diámetro en punta delgada. Fuente: Diéguez-Aranda et al. (2009).

La función de desagregación permite conocer el número de árboles de cada clase diamétrica en un momento determinado. Ello posibilita una valoración económica adaptativa (Yang et al., 2004), ya que, en este caso, además de la madera destinada a celulosa se podría evaluar también la cantidad de madera destinada a biomasa (por diámetros reducidos) o a madera estructural (por diámetros muy gruesos), ambas con demanda creciente. Se debe tener en cuenta que la toma de datos se centró en aquellas

masas que representaban el grueso del mercado, es decir, las destinadas a la producción de celulosa.

El volumen y la biomasa de rodal en un momento determinado se obtienen mediante ecuaciones estáticas que incluyen el valor de la altura dominante, el área basimétrica y/o la densidad en dicho momento. Una vez que se dispone del valor de la producción total (volumen y/o biomasa) se puede estimar el crecimiento medio o corriente del rodal, tanto en volumen como en biomasa, sin más que dividir esos valores entre la edad, o bien por la diferencia entre los mismos entre dos edades consecutivas. Con esa información es posible comparar diferentes alternativas selvícolas y elegir la más adecuada en función de los objetivos de gestión propuestos.

También se incluyen ecuaciones de volumen y biomasa de árbol individual, que permiten realizar cálculos con mayor grado de detalle. Dos son los casos en los que se pueden aplicar. Por un lado, cuando se dispone de un inventario pie a pie, permiten estimar el volumen o la biomasa del rodal por agregación de volúmenes individuales, siendo los valores por hectárea obtenidos más aproximados a la realidad que los obtenidos con las ecuaciones de rodal. Por otro lado, permiten estimar el volumen o la biomasa correspondiente al árbol medio de cada una de las clases diamétricas estimadas con la función de desagregación.

Es necesario mencionar que la función de desagregación sólo proporciona el número de árboles de un diámetro determinado, siendo desconocida la altura de dichos árboles. Dado que esta variable es necesaria para la estimación de volumen y/o biomasa, se debe recurrir a una relación altura-diámetro que proporcione la altura total de los árboles para cada rodal. Crecente-Campo et al. (2010) desarrollaron un modelo (ver apartado 2.4. Modelos existentes para *Eucalyptus globulus* Labill.) que fue evaluado sobre los datos de partida de esta tesis, obteniendo valores del REMC = 1,8 m sobre la muestra de árboles tipo y REMC = 1,66 m sobre los datos de inventario. El mismo modelo ajustado a ambas muestras no obtuvo convergencia, y otras formas (lineales y no lineales) produjeron errores superiores, por lo que se recomienda como el más apropiado para estimar alturas de árboles individuales. Para utilizar este modelo se necesita conocer el diámetro del árbol, así como la altura dominante y el diámetro dominante del rodal.

5. Funciones de transición

En este capítulo se aborda el ajuste de las tres funciones de transición que componen el modelo dinámico, es decir, aquellas que predicen los valores futuros para las variables de estado del rodal: altura dominante (H_0 , m), área basimétrica (G , m²/ha) y número de pies por hectárea (N , pies/ha).

5.1. Introducción

5.1.1. Altura dominante

La calidad de estación representa las características inherentes de un determinado lugar, caracterizado por unos factores ambientales homogéneos (bióticos, edáficos y climáticos). A su vez, la productividad de la estación, que es reflejo de la calidad, es la capacidad de dicha estación para producir volumen o biomasa para un determinado genotipo y un régimen selvícola determinado, estando determinada por las condiciones ambientales y afectada por la propia gestión (Skovsgaard y Vanclay, 2008). Por otra parte, resulta necesario hacer estimaciones precisas de la productividad que permitan determinar el turno óptimo o evaluar una especie antes de la plantación (Álvarez-González et al, 2004a), o también modelizar la producción y el crecimiento actual y futuro, definir estratos de cara al inventario o un aprovechamiento bajo el principio de la sostenibilidad (García, 1983).

Debido a que no es fácil hacer estimaciones directas del volumen o la biomasa, es necesario establecer un indicador (o índice) de la calidad de estación que, en un marco de gestión práctica, debe ser cuantitativo, objetivo, fácil de obtener e independiente de la densidad del rodal (Burkhart y Tomé, 2012, p. 131). Este índice puede estar basado en factores intrínsecos a la masa (evolución de alguna variable de rodal con la edad) o en factores extrínsecos (clima, suelo, vegetación, etc.), siendo la evolución de la altura dominante uno de los más adecuados por su baja dependencia de la densidad del rodal y de los tratamientos selvícolas habituales (entre los que no se incluyen las claras por lo alto), así como por estar estrechamente relacionado con la producción en volumen. Por tal motivo, la calidad de estación se suele expresar mediante el índice de sitio (IS), definido como la altura dominante a una edad determinada llamada edad de referencia.

Además de lo expuesto anteriormente, y como ya se comentó en el Capítulo 1, se debe tener en cuenta que el actual modelo de calidad de estación para *E. globulus* en

Galicia (García y Ruiz, 2003) presenta limitaciones, por lo que se ha desarrollado una función de transición de la altura dominante.

5.1.2. Área basimétrica

Otra variable de interés para la gestión forestal es el área basimétrica, la cual es una medida fundamental de la densidad, que tiene en cuenta a la vez el tamaño del árbol medio y el número de pies por unidad de superficie (Gadow y Hui, 1999), está directamente relacionada con el volumen y es una herramienta básica para planificar las intervenciones selvícolas (Gadow et al, 2001). El área basimétrica, junto con el número de pies por unidad de superficie, son las variables que se emplean con mayor frecuencia para medir la densidad de una masa forestal cuando el objetivo es predecir su crecimiento y su producción en madera, siendo muy útiles cuando se trata con rodales no aclarados de una determinada edad y calidad de estación (Clutter et al., 1983, p. 70). En el modelo dinámico de crecimiento, por tanto, se ha ajustado una función de transición de área basimétrica del rodal.

También se incluye una función que permite estimar el área basimétrica inicial del rodal y tener así un punto de partida para comenzar la simulación cuando no se conoce el valor real de dicha variable, empleando para ello otras variables de estado o bien relaciones entre éstas. Esta función de inicialización proporciona estimaciones sujetas a un error mayor de lo deseable, por lo que únicamente debe utilizarse cuando el rodal no esté todavía establecido o cuando no se disponga de datos de un inventario que permitan determinar el área basimétrica real del rodal.

5.1.3. Mortalidad

Por último, es necesario un modelo de mortalidad que estime la disminución del número de pies a lo largo del turno si se pretenden obtener proyecciones realistas. Esto es especialmente importante en masas no aclaradas, como en el caso del eucalipto, donde la competencia intra-específica es continua (Amateis et al., 1997); sin embargo, la mortalidad es uno de los componentes menos comprendidos de los procesos naturales de crecimiento (Álvarez-González et al., 2004b).

Vanclay (1994, p. 173) distingue dos tipos de mortalidad natural: regular y catastrófica. La mortalidad regular, o auto-aclareo, es debida a la competencia por luz, agua y nutrientes en un rodal (Peet y Christensen, 1987), pero también por la normal incidencia de plagas, enfermedades y condiciones climatológicas adversas. La mortalidad catastrófica es el resultado de perturbaciones aleatorias o riesgos tales como fuego, viento, nieve o ataques por insectos fuera de lo normal. La función de transición que permite estimar la disminución del número de pies, denominada función de mortalidad, sólo tiene en cuenta la mortalidad regular.

Si bien existe la posibilidad de emplear modelos que estiman la probabilidad de supervivencia, o mortalidad, de los árboles de una masa (Woollons, 1998), teniendo en cuenta que el período de medición de esta tesis fue de sólo dos años, no se considera apropiado el desarrollo de este tipo de modelos. Además, trabajos previos (Diéguez-Aranda et al., 2005a; Tomé et al., 2006; Álvarez-González et al., 2010; Gómez-García et al., 2014 y 2015) han demostrado que las ecuaciones dinámicas ofrecen un buen resultado, obviando la naturaleza binomial de la mortalidad.

5.2. Material y Métodos

5.2.1. Datos

Para desarrollar el modelo de crecimiento y producción se consideraron finalmente todas las parcelas de brinzales, clon Anselmo (F0), clon Odiel (F1) y clon Tinto (F1) que se inventariaron al menos dos veces, con edades inferiores a 21 años y que no presentaron evoluciones anómalas en las variables altura dominante, área basimétrica o número de pies. Así, se emplearon 16 parcelas de crecimiento medidas en dos ocasiones, 81 parcelas medidas tres veces y 4 parcelas medidas en cuatro ocasiones, lo que se tradujo en 279 intervalos de crecimiento. A partir de las mediciones realizadas en los diferentes inventarios de las parcelas se calcularon las variables de rodal necesarias para realizar los diferentes ajustes (Tabla 5.1). Del total de parcelas, 59 corresponden a suelos de granitos y 38 a suelos de pizarras/esquistos.

Como consideración, los datos, y por tanto los modelos ajustados, reflejan la influencia de daños por defoliación (provocados por *Mycosphaerella* spp. y/o *Gonipterus scutellatus* Gyll.), fenómeno presente en mayor o menor grado en todas las masas muestreadas y que puede reducir el crecimiento (Merino et al., 2003). Dicho fenómeno se localiza, como se pudo comprobar durante la toma de datos, principalmente en la parte superior de las copas, situadas en luz, por lo que en muchas ocasiones reduce, al menos, la altura total de los árboles según la época y la intensidad del ataque.

Tabla 5.1. Estadísticos descriptivos por inventario de las variables de estado de las parcelas empleadas en el ajuste de las funciones de transición.

Brinzal												
	Inventario 1 (n = 59)				Inventario 2 (n = 59)				Inventario 3 (n = 47)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.
<i>t</i>	12	20	1	4	13	21	2	4	13	20	3	3
<i>N</i>	1068	1825	661	253	1032	1670	661	240	1007	1631	625	246
<i>G</i>	18,5	38,6	0,2	8,8	19,5	40,8	0,9	8,8	19,7	40,4	1,1	9,0
<i>H</i> ₀	20,7	39,1	3,1	7,2	21,8	40,3	5,9	6,9	21,9	41,6	5,7	6,9

Clon F0 (Anselmo)												
	Inventario 1 (n = 24)				Inventario 2 (n = 24)				Inventario 3 (n = 22)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.
<i>t</i>	6,8	11	4	2	7,8	12	5	2	9,1	13	6	2
<i>N</i>	1145	1540	780	206	1115	1540	772	202	1076	1540	731	203
<i>G</i>	12,2	19,5	3,4	4,7	13,3	20,7	4,7	4,7	14,6	21,3	6,7	4,4
<i>H</i> ₀	15,1	23,9	7,7	4,0	16,6	24,3	8,6	3,9	17,9	25,1	11,2	3,6

Clon F1 (Odiel y Tinto)												
	Inventario 1 (n = 14)				Inventario 2 (n = 14)				Inventario 3 (n = 12)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est.
<i>t</i>	5	8	3	2	6	9	4	2	7,17	10	5	2
<i>N</i>	1154	1534	800	268	1135	1508	760	265	1148	1508	720	276
<i>G</i>	8,2	17,0	3,0	4,3	9,8	18,7	4,6	4,3	13,3	21,7	8,8	3,5
<i>H</i> ₀	12,5	19,7	7,2	4,1	14,8	20,4	9,0	3,8	17,9	23,4	12,4	3,4

Tabla 5.1. (continuación).

Clon F1 (Tinto)				
	Inventario 4 (n = 4)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.
<i>t</i>	6	6	6	0
<i>N</i>	1422	1508	1296	90
<i>G</i>	13,1	14,9	11,5	1,4
<i>H</i> ₀	16,2	17,9	14,3	1,5

Nota: *t* es la edad (años), *N* es el número de pies por hectárea (pies/ha), *G* es el área asimétrica del rodal (m²/ha) y *H*₀ es la altura dominante (m).

5.2.2. Desarrollo de los modelos

La alternativa más empleada para el desarrollo de modelos de crecimiento es utilizar ecuaciones dinámicas de la forma $Y_2 = f(Y_1, t_1, t_2)$, donde Y_2 es el valor de la función a la

edad t_2 e Y_1 es el valor de la misma función a la edad t_1 . Estas ecuaciones dinámicas cumplen dos propiedades esenciales: (i) son invariantes con respecto a la edad de referencia (*base-age invariance*, BAI), es decir, cualquier par de puntos (t_1, Y_1) de una curva concreta puede emplearse para hacer predicciones a la edad t_2 y las estimaciones obtenidas serán siempre las mismas; y (ii) son invariantes con respecto al intervalo de proyección (*path invariance*), de modo que el resultado de proyectar primero de t_0 a t_1 y luego de t_1 a t_2 es el mismo que el obtenido en un solo paso de t_0 a t_2 . Además, en el caso de que la variable de estado sea la altura dominante, una única ecuación dinámica define conjuntamente la curva de crecimiento en esta variable y el modelo de índice de sitio.

Bailey y Clutter (1974) fueron los primeros en formalizar la propiedad de invarianza con respecto a la edad de referencia, aunque en un sentido más amplio, puesto que según dichos autores esta propiedad implica también que la estimación de los parámetros de la ecuación dinámica se realice empleando una metodología de ajuste que sea a su vez invariante en la edad de referencia, es decir, que las estimaciones de los parámetros no dependan de un punto arbitrariamente seleccionado como referencia y que permita el empleo de todos los datos disponibles. Estos autores propusieron una metodología para obtener ecuaciones dinámicas con estas características que se conoce en la literatura forestal como *Algebraic Difference Approach* (ADA). Dicha metodología esencialmente se basa en la premisa de que es posible modelizar el crecimiento de una determinada variable con una familia de curvas originadas por un modelo de crecimiento base con todos los parámetros comunes excepto uno, que es un parámetro específico de la estación forestal. Así, se podrían obtener, por tanto, para cada modelo de crecimiento base, tantas ecuaciones dinámicas como parámetros tenga dicho modelo.

Cieszewski y Bailey (2000) propusieron una generalización de la metodología ADA, denominada *Generalized Algebraic Difference Approach* (GADA) cuya principal ventaja radica en que se pueden obtener ecuaciones dinámicas a partir de un modelo de crecimiento base permitiendo que más de un parámetro varíe con las condiciones específicas de la estación forestal. Para muchos modelos base, esta es la única posibilidad de generar familias de curvas polimórficas con múltiples asíntotas, una propiedad importante de los sistemas de calidad de estación (Cieszewski, 2002). El primer paso de la metodología GADA es seleccionar una ecuación base e identificar en ella los parámetros que se desea que sean específicos de la estación. Posteriormente, debe definirse explícitamente cómo cambian dichos parámetros entre las diferentes estaciones reemplazándolos con funciones explícitas de X (una variable independiente oculta que describe la productividad de la estación como resultado de las prácticas de gestión, las condiciones del suelo y los factores ecológicos y climáticos) y nuevos parámetros. De este modo, la ecuación base bidimensional inicialmente seleccionada ($Y = f(t)$) se expande en una ecuación tridimensional $Y = f(t, X)$ que describe tanto cambios transversales como longitudinales con dos variables independientes t y X . Debido a que X

no se puede medir de una forma fiable e incluso no se puede definir funcionalmente, el último paso de la metodología GADA consiste en sustituir X por condiciones iniciales equivalentes que representan observaciones puntuales de las dos variables observables t e Y (p. ej., (t_1, Y_1)), de manera que el modelo se pueda definir implícitamente (p. ej., $Y_2 = f(t_2, t_1, Y_1)$) y sea aplicable (Cieszewski y Bailey, 2000; Cieszewski, 2002). Durante este proceso a menudo se eliminan parámetros redundantes, obteniéndose un modelo que tiene un número de parámetros menor o igual que la ecuación base original.

5.2.3. Ajuste de los modelos

Las variables de estado que se modelizan con ecuaciones dinámicas (altura dominante, número de pies por hectárea o área basimétrica) son medidas en campo y están sujetas a errores de medición. Al ajustar la ecuación dinámica se asume que la variable Y no tiene error cuando está a la derecha de la igualdad pero sí tiene error cuando está en la parte izquierda de la igualdad, lo que plantea un problema puesto que, en esta situación, las técnicas de estimación convencionales aplicadas a modelos lineales dan lugar a estimaciones de los parámetros sesgadas (Myers, 1986, p. 358). Por extensión, el problema es similar en modelos no lineales como las ecuaciones dinámicas, por lo que los valores de la variable de estado que aparecen en la parte derecha de la igualdad deben ser valores predichos que no pueden ser conocidos hasta que los parámetros hayan sido estimados (Krumland y Eng, 2004).

Aunque existen diferentes metodologías para resolver este problema (p. ej., Gregoire et al., 1995; Cieszewski et al., 2000), uno de los métodos más sencillos de aplicar es el propuesto por Cieszewski et al. (2000) basado en el empleo de variables *dummy*, que en realidad es una simplificación de los modelos de efectos mixtos propuestos por Lindstrom y Bates (1990). Información detallada de esta metodología y de sus posibles aplicaciones se puede encontrar en Cieszewski (2003).

En la metodología de variables *dummy* los valores iniciales de la ecuación dinámica son los mismos para todos los datos de una unidad de muestreo determinada (árbol o parcela). La edad inicial puede elegirse arbitrariamente para cada individuo, dentro de unos límites (p. ej., no puede ser cero). El valor de la variable de estado correspondiente a la edad inicial para cada unidad de muestro se estima simultáneamente con el resto de los parámetros globales de la ecuación dinámica. A diferencia de las metodologías de estimación tradicionales que requieren una elección de la edad base previa al ajuste para forzar a la ecuación a pasar por el punto *variable de estado/edad*, el método de variables *dummy* tiene en cuenta que cada medición tiene error y, por tanto, no fuerza a que la ecuación pase por ningún punto en concreto. En lugar de eso, la curva se ajusta a las tendencias individuales de los datos originales. Para aplicar este método se necesita contar con, al menos, dos mediciones para cada unidad de muestreo (árbol o parcela), y

el número de unidades de muestreo debe ser mayor que el número de parámetros globales de la ecuación dinámica.

En un primer paso, todos los modelos fueron ajustados de forma independiente con el fin de seleccionar el mejor en cada caso. Los ajustes con variables *dummy* se llevaron a cabo por mínimos cuadrados mediante la función `nls` del software R (R Core Team, 2014).

Por otra parte, en la formulación de ecuaciones dinámicas, los términos del error e_{ij} se asumen independientes e idénticamente distribuidos con media cero. Sin embargo, debido al empleo de series de datos temporales, la correlación entre los residuos de una misma parcela es esperable. No obstante, empleando datos de dos inventarios (16 parcelas), tres inventarios (81 parcelas) y cuatro inventarios (4 parcelas), el máximo número posible de correlaciones temporales es prácticamente inexistente, por lo que el problema de la autocorrelación puede ser ignorado (Castedo-Dorado et al., 2007).

Aunque no se tiene en cuenta la correlación entre residuos de una misma parcela, sí es posible que se presente correlación entre los residuos de algunas de las funciones de transición (Gómez-García et al., 2014, 2015). Dicha correlación fue analizada mediante el coeficiente de correlación de Pearson (ρ_{xy}), empleando para ello la función `cor.test` del software R (R Core Team, 2014). Tras confirmar la presencia de correlación, y teniendo en cuenta que las funciones que componen la parte derecha del modelo son diferentes (Weiskittel et al., 2011, p. 290), se llevó a cabo un segundo paso en el ajuste de las funciones de transición que tiene en cuenta dicha correlación mediante regresión NSUR (*nonlinear seemingly unrelated regression*).

5.2.4. Modelos analizados

Entre las funciones que componen el modelo dinámico de crecimiento se pueden distinguir dos tipos, las de crecimiento y las de mortalidad. En ambos casos, antes de seleccionar la forma del modelo es necesario tener en cuenta una serie de consideraciones (Weiskittel et al., 2011, p. 279):

- La forma del proceso biológico que se va a modelizar, es decir, si es lineal o no lineal, siendo muchos procesos biológicos inherentemente no lineales.
- Dado que la muestra sólo representa una fracción de la población, el modelo debe ser lo suficientemente complejo para representar la mayor parte de la población pero suficientemente sencillo para no estar demasiado influenciado por las peculiaridades de la muestra.
- El tipo de base que constituye el modelo, es decir, si ésta es teórica, que trata de explicar las causas subyacentes del comportamiento de la variable respuesta, o empírica, que simplemente describe la conducta observada sin identificar las causas (Vanclay, 1994, p. 107).

- El grado de flexibilidad deseado en el modelo y la facilidad para ser restringido a un comportamiento lógico, estando los modelos sigmoides y logísticos, dotados de una asíntota y un punto de inflexión, entre los mejores.
- La facilidad con la que el modelo puede ser restringido para mostrar el comportamiento esperado.

5.2.4.1. Funciones de crecimiento

Las funciones de crecimiento (altura dominante y área basimétrica) deben poseer una serie de propiedades para que los modelos sean consecuentes con los principios del crecimiento biológico (Burkhart y Tomé, 2012, p. 111), es decir: i) el valor inicial para la variable respuesta será 0 a la edad $t = 0$; ii) la curva presentará un valor máximo para edades avanzadas (asíntota); y iii) la tasa de crecimiento inicial es creciente mientras la tasa final es decreciente (es decir, existe un punto de inflexión).

Los modelos seleccionados para las funciones de crecimiento fueron las de Hossfeld (1822), Korf (en: Lundqvist, 1957) y Bertalanffy-Richards (Bertalanffy, 1949, 1957; Richards, 1959), que han sido ampliamente utilizadas para modelizar el crecimiento a nivel de rodal (McDill y Amateis, 1992; Amaro et al., 1997; Falcao, 1997; Tomé et al., 2001; Cieszewski, 2002; García y Ruiz, 2003; Krumland y Eng, 2005; Diéguez-Aranda et al., 2006a, 2006b; Barrio-Anta et al., 2007, 2008; Guzmán et al., 2012; Arias-Rodil et al., 2014).

Para la función de inicialización de área basimétrica se analizaron diferentes modelos (lineales, alométricos y de variable combinada) con diferentes combinaciones de las variables de rodal más sencillas de obtener (H_0 , t , N) o relaciones entre éstas (IS , IH) y, por otra parte, modelos derivados de la función de proyección de área basimétrica seleccionada, compatibles y no compatibles. La compatibilidad se consigue empleando la misma función para inicialización que para la proyección, relacionando el parámetro específico de la estación con variables de rodal que no cambian con el tiempo (p. ej., IS), y compartiendo el resto de los parámetros.

En la Tabla 5.2 se exponen los modelos analizados para las funciones de transición de altura dominante y área basimétrica. En las ecuaciones base expuestas se emplea como notación de los parámetros a_1, a_2, \dots , mientras para las formulaciones ADA y GADA se emplea b_1, b_2, \dots . Todos ellos se expresan en forma de diferencias algebraicas.

Tabla 5.2. Modelos analizados y formulaciones ADA/GADA para las funciones de altura dominante y área basimétrica.

Ecuación base	Parm. específico	Solución para X con valores de inicio (t_1, Y_1)	Ecuación dinámica	Modelo
	$a_1 = X$	$X_1 = \frac{Y_1}{\exp(-a_2 \cdot t_1^{-a_3})}$	$Y_2 = Y_1 \cdot \frac{\exp(-b_2 \cdot t_2^{-b_3})}{\exp(-b_2 \cdot t_1^{-b_3})} + e_{ij}$	M1
Korf: $Y = a_1 \cdot \exp(-a_2 \cdot t^{-a_3})$	$a_2 = X$	$X_1 = -Ln\left(\frac{Y_0}{a_2}\right) \cdot t_1^{a_3}$	$Y_2 = b_1 \left(\frac{Y_1}{b_1}\right)^{\left(\frac{t_2}{t_1}\right)^{b_3}} + e_{ij}$	M2
	$a_1 = \exp(X)$ $a_2 = b_1 + b_2 / X$	$X_1 = \frac{1}{2} \cdot t_1^{b_3} \left(b_1 + t_1^{b_3} \cdot Ln(Y_1) \pm \sqrt{4 \cdot b_2 \cdot t_1^{b_3} + (-b_1 - t_1^{b_3} \cdot Ln(Y_1))^2} \right)$	$Y_2 = \exp(X_1) \cdot \exp\left(-\left(b_1 + \frac{b_2}{X_1}\right) \cdot t_2^{-b_3}\right) + e_{ij}$	M3
	$a_1 = X$	$X_1 = Y_1 \cdot (1 + a_2 \cdot t_1^{-a_3})$	$Y_2 = Y_1 \cdot \frac{1 + b_2 \cdot t_1^{-b_3}}{1 + b_2 \cdot t_2^{-b_3}} + e_{ij}$	M4
Hossfeld: $Y = \frac{a_1}{1 + a_2 \cdot t^{-a_3}}$	$a_2 = X$	$X_1 = t_1^{-a_3} \cdot \left(\frac{a_1}{Y_1} - 1\right)$	$Y_2 = \frac{b_1}{1 - \left(1 - \frac{b_1}{Y_1}\right) \cdot \left(\frac{t_1}{t_2}\right)^{b_3}} + e_{ij}$	M5
	$a_1 = b_1 + X$ $a_2 = b_2 / X$	$X_1 = \frac{1}{2} \cdot \left(Y_1 - b_1 \pm \sqrt{(Y_1 - b_1)^2 + 4 \cdot b_2 \cdot Y_1 \cdot t_1^{-b_3}} \right)$	$Y_2 = \frac{b_1 + X_1}{1 + \frac{b_2}{X_1} \cdot t_2^{-b_3}} + e_{ij}$	M6
	$a_1 = X$	$X_1 = \frac{Y_1}{(1 - \exp(-a_2 \cdot t_1))^{-a_3}}$	$Y_2 = Y_1 \cdot \frac{(1 - \exp(-b_2 \cdot t_2))^{-b_3}}{(1 - \exp(-b_2 \cdot t_1))^{-b_3}} + e_{ij}$	M7
Bertalanffy-Richards: $Y = a_1 \cdot (1 - \exp(-a_2 \cdot t))^{-a_3}$	$a_2 = X$	$X_1 = \frac{-Ln\left(1 - \left(\frac{Y_1}{a_1}\right)^{1/b_3}\right)}{t_1}$	$Y_2 = b_1 \cdot \left(1 - \left(1 - \left(\frac{Y_1}{b_1}\right)^{1/b_3}\right)^{\left(\frac{t_2}{t_1}\right)^{b_3}}\right) + e_{ij}$	M8
	$a_1 = b_1 + X$ $a_3 = b_2 + b_3 / X$	$X_1 = \frac{1}{2} \cdot \left(Ln(Y_1) - b_2 \cdot L_1 + \sqrt{(Ln(Y_1) - b_2 \cdot L_1)^2 - 4 \cdot b_3 \cdot L_1} \right)$ $L_1 = Ln(1 - \exp(-b_1 \cdot t_1))$	$Y_2 = Y_1 \cdot \left(\frac{1 - \exp(-b_1 \cdot t_2)}{1 - \exp(-b_1 \cdot t_1)}\right)^{b_2 + b_3 / X_1} + e_{ij}$	M9

5.2.4.2. Funciones de mortalidad

Uno de los modelos clásicos desarrollados para describir la mortalidad a nivel de rodal es el índice propuesto por Reineke (1933). En masas forestales que se desarrollan con elevadas densidades se produce un fenómeno de mortalidad natural debido al exceso de individuos, denominado autoaclareo. En una masa regular, y para un tamaño medio de árbol dado, existe un número máximo de individuos que pueden coexistir por unidad de superficie, pudiéndose expresar la relación existente entre ambos por medio de una línea denominada recta límite, por transformación logarítmica a partir de una relación alométrica, que representa la evolución del número de pies por hectárea como función del diámetro medio cuadrático. Sin embargo, según Gadow *et al.* (2001), con la selvicultura que actualmente se suele practicar en las masas regulares rara vez se alcanzan las densidades que se corresponden a la recta límite, lo cual no significa, sin embargo, que no exista mortalidad por debajo de dichos valores. Por esta razón se han desarrollado funciones para predecir la reducción del número de árboles de una masa que son independientes de las ecuaciones de estimación de la recta límite, aunque existen propuestas de este modelo para *E. globulus*, como por ejemplo el de Guzmán *et al.* (2012).

Según Clutter *et al.* (1983, p. 132), la mayoría de los modelos de mortalidad que están basados en la remediación de parcelas incluyen las variables edad (t) y número de pies por hectárea¹ (N). Por otra parte, las funciones derivadas de ecuaciones diferenciales que poseen una base biológica, junto con datos de remediciones de parcelas, permiten el desarrollo de ecuaciones en diferencias cumpliendo las propiedades de invarianza, límite asintótico (que tiende a cero en este caso) así como de consistencia (si $t_2 = t_1$ entonces $N_2 = N_1$), bajo el supuesto de que el reclutamiento o regenerado es despreciable, siendo éstas un conjunto de propiedades lógicas esenciales en un modelo de mortalidad (Clutter *et al.*, 1983, p. 132; Woollons, 1998). Para obtener una ecuación en diferencias algebraicas basta con integrar la ecuación diferencial propuesta y resolver la expresión obtenida para las condiciones del rodal en los instantes t_1 y t_2 .

El efecto de la edad en las ecuaciones diferenciales puede ser expresado de diferentes formas, siendo la más sencilla la que considera que la tasa de mortalidad instantánea es una constante:

$$\frac{1}{N} \cdot \frac{\Delta N}{\Delta t} = K \quad [5.1]$$

¹ Clutter *et al.* (1983) indican pies por acre, siendo intercambiada en este caso la unidad superficial de referencia por la hectárea, aceptada por el Sistema Métrico Internacional y que también se emplea a nivel práctico.

En este caso, la tasa de mortalidad es constante para todas las edades, densidades y calidades, aunque el efecto del índice de sitio puede ser introducido de diversas formas. No obstante, la mayor parte de los modelos se obtienen a partir de las siguientes ecuaciones diferenciales (Álvarez-González et al., 2004b):

$$\frac{1}{N} \cdot \frac{\Delta N}{\Delta t} = \alpha \cdot N^\beta \cdot f(IS) \cdot t^\delta \quad [5.2]$$

$$\frac{1}{N} \cdot \frac{\Delta N}{\Delta t} = \alpha \cdot N^\beta \cdot \left[f(IS) + \frac{\delta}{t} \right] \quad [5.3]$$

$$\frac{1}{N} \cdot \frac{\Delta N}{\Delta t} = \alpha \cdot N^\beta \cdot f(IS) \cdot \delta^t \quad [5.4]$$

donde α , β y δ son parámetros que regulan la tasa de mortalidad y $f(IS)$ es una función del índice de sitio. Las ecuaciones 5.2, 5.3 y 5.4 implican que la tasa de mortalidad es proporcional al producto del número de pies elevado a una potencia por una función potencial, hiperbólica o exponencial de la edad respectivamente, y son función del índice de sitio de la masa, cuya forma general es $f(IS) = c_0 + c_1 \cdot IS^{c_2}$.

También se evaluaron otros cuatro modelos, recogidos en Stankova y Diéguez-Aranda (2013). En estos cuatro modelos se sustituyó la altura dominante (H_0), variable independiente empleada por dichos autores, por la edad (t), ya que ajustes previos indicaron mejores resultados para ésta. En ellos, la densidad se relaciona de forma inversa con la edad y además poseen una asíntota en edades avanzadas. Las expresiones de cada uno de estos modelos son las siguientes:

$$N = c_0 \cdot t^{-b_1} \quad [5.5]$$

$$N = \frac{1}{c_0 \cdot t^2 + b_1} \quad [5.6]$$

$$N = \exp\left(\frac{c_0}{b_1 + t}\right) \quad [5.7]$$

$$N = \exp\left(\frac{c_0}{b_1 + t^2}\right) \quad [5.8]$$

donde c_0 es el parámetro específico de la estación y b_1 es un parámetro global del modelo. Al despejar c_0 y expresar el valor de N futuro como una función del valor actual de N y las edades actual y futura se obtienen ecuaciones en diferencias algebraicas. En la Tabla 5.3 se muestran los modelos ajustados para la función de mortalidad, indicando en cada caso los autores que la propusieron y la condición inicial correspondiente según las expresiones 5.2 a 5.8.

Tabla 5.3. Modelos analizados y formulaciones ADA para la función de mortalidad.

Expresión	Cond. inicial	Expresión en diferencias algebraicas	Modelo
Clutter y Jones (1980) [5.2]	$\beta \neq 0:$	$N_2 = \left[N_1^{b_1} + f(IS) \cdot (t_2^{b_2} - t_1^{b_2}) \right]^{\frac{1}{b_1}}$	M1
	$f(IS) = c_0$		
	$f(IS) = c_0 + c_1 \cdot IS^{c_2}$		
	$f(IS) = c_1 \cdot IS$		M2
			M3
Pienaar <i>et al.</i> (1990) [5.2]	$\beta \neq 0:$ $f(IS) = c_1 \cdot IS^{-1}$	$N_2 = \left[N_1^{b_1} + c_1 \cdot IS^{-1} \cdot \left[\left(\frac{t_2}{10} \right)^{b_2} - \left(\frac{t_1}{10} \right)^{b_2} \right] \right]^{\frac{1}{b_1}}$	M4
Woollons (1998) [5.2]	$\beta = 0,5:$ $f(IS) = c_0$	$N_2 = \left[N_1^{0,5} + f(IS) \cdot \left[\left(\frac{t_2}{100} \right)^2 - \left(\frac{t_1}{100} \right)^2 \right] \right]^{-2}$	M5
Pienaar y Shiver (1981) [5.2]	$\beta = 0:$	$N_2 = N_1 \cdot e^{f(IS)(t_2^{b_1} - t_1^{b_1})}$	M6
	$f(IS) = c_0$		
	$f(IS) = c_0 + c_1 \cdot IS^{c_2}$		M7
Tomé <i>et al.</i> (1997) [5.1]	$\beta = 0:$ $f(IS) = c_0$	$N_2 = N_1 \cdot e^{f(IS)(t_2 - t_1)}$	M8
Bailey <i>et al.</i> (1985) [5.3]	$\beta = 0:$ $f(IS) = c_0 + c_1 \cdot IS$	$N_2 = N_1 \cdot \left(\frac{t_2}{t_1} \right)^{b_1} \cdot e^{f(IS)(t_2 - t_1)}$	M9
Zunino y Ferrando (1997) [5.3]	$\beta = 0:$ $f(IS) = c_0$	$N_2 = N_1 \cdot \left(\frac{t_2}{t_1} \right)^{b_1} \cdot e^{f(IS)(t_2 - t_1)}$	M10
Da Silva (en van Laar y Akça, 1997) [5.4]	$\beta = 0:$	$N_2 = N_1 \cdot e^{f(IS)(b_2^{b_1} - b_1^{b_1})}$	M11
	$f(IS) = c_0$		
	$f(IS) = c_0 + c_1 \cdot IS^{c_2}$		M12
M1 Stankova y Diéguez-Aranda (2013) [5.5]		$N_2 = N_1 \cdot \left(\frac{t_1}{t_2} \right)^{b_1}$	M13
M2 Stankova y Diéguez-Aranda (2013) [5.6]		$N_2 = \left[\left(\frac{t_2}{t_1} \right)^2 \cdot (N_1^{-1} - b_1) + b_1 \right]^{-1}$	M14
Hagihara (2000) (M3 Stankova y Diéguez-Aranda, 2013) [5.7]		$N_2 = N_1^{b_1 + t_1/b_1 + t_2}$	M15
Hagihara (2000) (M4 Stankova y Diéguez-Aranda, 2013) [5.8]		$N_2 = N_1^{b_1 + t_1^2/b_1 + t_2^2}$	M16

5.2.5. Comparación y selección de modelos

Según Weiskittel et al. (2011, p. 279), una de las consideraciones importantes en el desarrollo de un modelo son los criterios empleados para su selección. Así, la comparación de modelos se basó en los estadísticos de ajuste R^2 , indicativo de la variabilidad de la muestra explicada por el modelo, REMC y E , indicativos del error en las unidades de la variable dependiente, y el AIC, indicativo de la mejor forma para el modelo a partir de los datos de partida, aunque no asegura una extrapolación adecuada (Weiskittel et al., 2011, p. 281). Las expresiones de estos cuatro estadísticos quedaron expuestas en el apartado 3.5.1. También se realizaron análisis gráficos de los residuos (e_i) frente a los valores predichos (\hat{y}_i) y de éstos frente a los valores observados (y_i), así como del error relativo (ER) por clases de edad (t) (ver apartado 3.5).

5.3. Resultados

5.3.1. Altura dominante

En la Tabla 5.4 se muestran los resultados del ajuste para los modelos de altura dominante (M1 a M9). Todos los parámetros en todos los modelos fueron significativamente distintos de cero a un nivel de confianza del 95% ($\alpha = 0,05$), aunque fue necesario fijar en 0 el parámetro b_1 de los modelos de M3 y M6, así como el b_2 del modelo de M9, que se corresponden con las formulaciones GADA de los modelos de Korf, Hossfeld y Bertalanffy-Richards respectivamente. Los estadísticos de ajuste fueron similares en todos los modelos, con valores de R^2 en torno a 0,992 sin sesgo. El valor de REMC varió entre 0,673 y 0,733 m. Respecto al valor del AIC, los menores valores correspondieron a modelos derivados de la función de Hossfeld, en concreto a los modelos M4 (Hossfeld ADA, resuelto por a_1 , con AIC = -141) y M6 (Hossfeld GADA, con $b_1 = 0$ y AIC = -143). Tanto para las funciones de Korf como de Hossfeld, las formas GADA presentaron menores valores del AIC que las correspondientes formulaciones ADA, y entre éstas fueron mejores los modelos en los que el parámetro específico de la estación (X) fue a_1 . En el caso de la función de Bertalanffy-Richards el menor AIC correspondió a la forma ADA resuelta también por a_1 (M7).

Si bien los valores de R^2 , REMC y E son similares entre sí para todos los modelos, a partir de los valores del AIC se pueden hacer diferencias, teniendo en cuenta que una reducción en 10 unidades de este estadístico indica diferencias significativas (Burnham y Anderson, 2002). No obstante, dada la similitud de los estadísticos mencionados, la

selección del mejor modelo se basó en consideraciones gráficas y del comportamiento deseado para el modelo.

Tabla 5.4. Parámetros estimados y estadísticos obtenidos en el ajuste de modelos de altura dominante.

Modelo	Parámetros			Ajuste independiente				
	b_1	b_2	b_3	R^2	REMC	E	AIC	
Korf	M1		3,559 (0,000)	0,5811 (0,000)	0,9930	0,6807	0,001	-136,8
	M2	59,67 (0,000)		0,5315 (0,000)	0,9927	0,6947	0,000	-125,5
	M3	0*	14,11 (0,000)	0,6037 (0,000)	0,9931	0,6784	0,001	-138,8
Hossfeld	M4	-	14,91 (0,000)	1,377 (0,000)	0,9932	0,6747	-0,000	-141,2
	M5	41,05 (0,000)		1,187 (0,000)	0,9926	0,7016	-0,001	-120,0
	M6	0*	514,8 (0,000)	1,39 (0,000)	0,9932	0,6728	0,000	-143,4
Bertalanffy-Richards	M7	-	0,1523 (0,000)	1,277 (0,000)	0,9931	0,6793	-0,000	-138,1
	M8	41,04 (0,000)		0,8993 (0,000)	0,9919	0,7325	-0,003	-95,94
	M9	0,1552 (0,000)	0*	4,357 (0,000)	0,9930	0,6807	-0,000	-136,9

*Indica parámetro fijado en dicho valor (0); el valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Tras un análisis gráfico previo de las proyecciones de todos los modelos, se presenta exclusivamente el correspondiente a los modelos M3, M4 y M6 (Figura 5.1). Todos ellos representaron adecuadamente los datos de partida, siendo muy similares hasta los 10 años. En edades avanzadas (> 15 años) y calidades bajas, el modelo M4 predice menos altura que los otros dos (M3 y M6), mientras en calidades altas es el modelo M6 el que predice los menores valores. En general, el modelo M3 es el que mejor representa las tendencias observadas.

Respecto a la selección de una edad de referencia (t_{ref}), y aunque Álvarez-González et al. (2004) y otros autores (Diéguez-Aranda et al., 2006a; Barrio-Anta et al., 2008) recomiendan emplear como criterio la edad a la que se obtiene el menor error relativo (ER), en este caso se ha seleccionado la edad de referencia de 7 años por los mismos motivos que lo hicieron García y Ruiz (2003), es decir, a petición de la empresa ENCE (colaborador principal en el aporte de datos). El gráfico de error relativo (Figura 5.2) muestra que todos los modelos se comportaron de forma similar a partir de los cuatro años, y el ER descendió paulatinamente a pesar de la disminución en el número de datos en edades elevadas, llegando a su mínimo a los 21 años. Sin embargo, teniendo en cuenta que no existen datos suficiente a partir de los 15 años, que el turno de la especie puede fijarse a partir de los 13 años (Álvarez-González et al., 2005a) como posteriores simulaciones con el modelo desarrollado en esta tesis demostraron, y que la edad de referencia debe situarse antes del turno (Goelz y Burk, 1992), los valores del ER (%)

entre los 6 y los 9 años son muy similares, por lo que no se rechaza la elección arbitraria realizada para $t_{ref} = 7$ años con ninguno de los modelos.

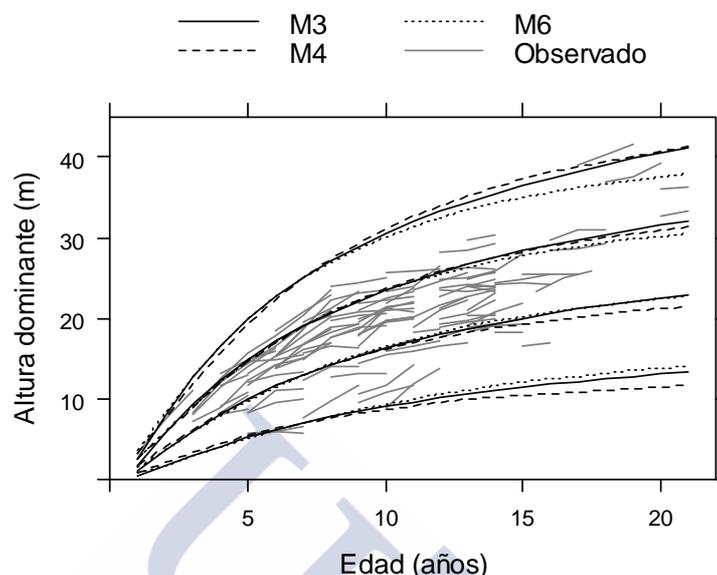


Figura 5.1. Comparación de las proyecciones de los modelos M3, M4 y M6 sobre los datos observados de altura dominante frente a la edad. Las proyecciones corresponden a índices de sitio de 7, 13, 19 y 25 m a la edad de referencia de 7 años.

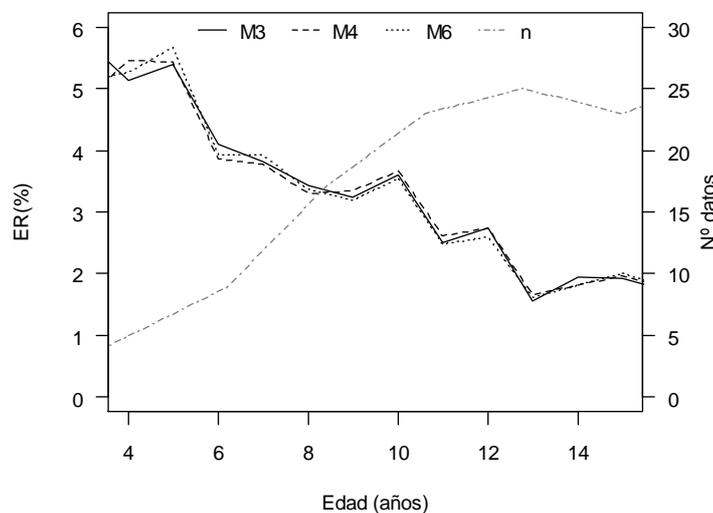


Figura 5.2. Error relativo para los modelos de altura dominante M3, M4 y M6 y número de datos observados (n) frente a la edad.

Finalmente, tras seleccionar el modelo M3 (Korf GADA) por su mejor reflejo de las tendencias en las clases extremas, éste se ajustó empleando variables *dummy* (o categóricas) para tratar de identificar diferencias según los materiales de reproducción y el tipo de suelo (granitos frente a esquistos/pizarras). Los parámetros que multiplican a las variables *dummy* de estos ajustes no resultaron significativos, por lo que se descartó el

empleo de un modelo con parámetros específicos del tipo de planta empleado (brinzales frente a clones, y éstos a su vez agrupados y en categorías diferentes) o del tipo de suelo (granitos frente a esquistos).

El último análisis correspondió a las proyecciones del modelo seleccionado (M3) sobre los datos de partida por materiales de reproducción (Figura 5.3). Las predicciones se adaptan a los datos y, como se puede comprobar, los escasos datos pertenecientes a clones F1 (Odiel y Tinto) se sitúan en calidades media-altas ($IS = 19$ aprox.), y los máximos son similares a los del clon F0 (Anselmo), no habiendo sido posible obtener datos de masas clonales en la máxima calidad simulada ($IS = 25$ m), la cual quedó establecida a partir de los valores observados para los brinzales al principio y final del intervalo de proyección.

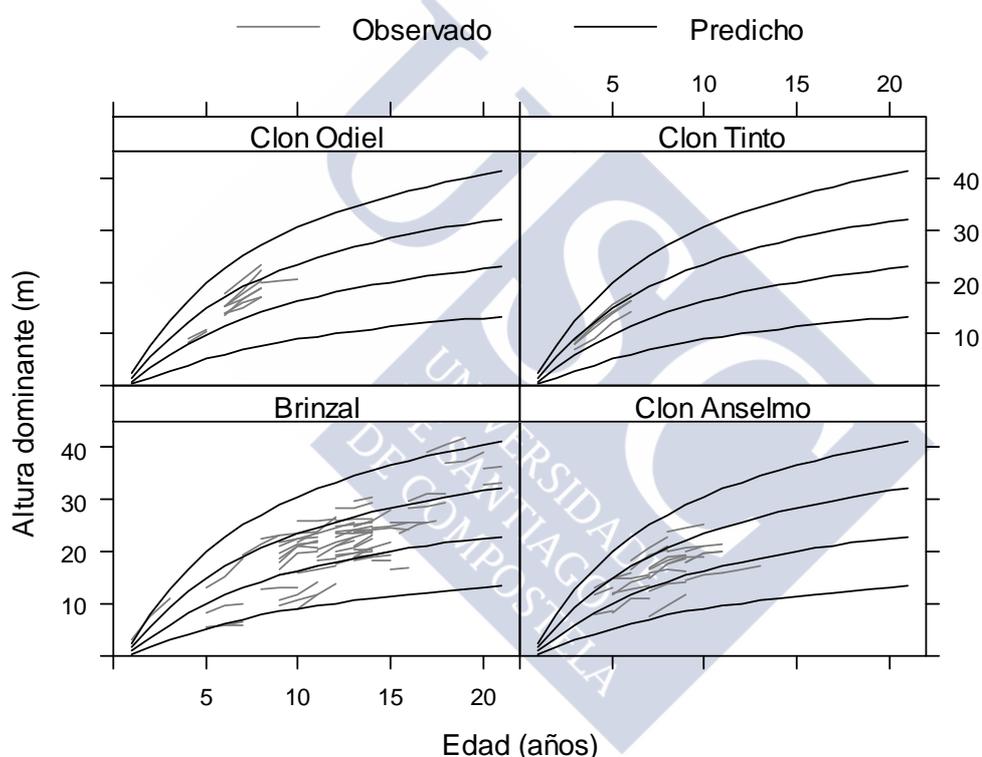


Figura 5.3. Curvas de calidad seleccionadas (modelo M3) superpuestas sobre los datos observados separados por materiales de reproducción frente a la edad para índices de sitio de 7, 13, 19 y 25 m a la edad de referencia de 7 años.

5.3.2. Área basimétrica

En la Tabla 5.5 se muestran los resultados del ajuste para los modelos de área basimétrica. Todos los parámetros fueron significativamente diferentes de cero a un nivel de confianza del 95%, aunque al igual que para los ajustes de altura dominante, fue necesario fijar b_1 a 0 en los modelos de M3, M6 y el parámetro b_2 a 0 en el modelo M9, correspondientes a los modelos base de Korf, Hossfeld y Bertalanffy-Richards en sus

formulaciones GADA respectivamente. Los estadísticos de todos los modelos fueron similares, con valores de R^2 en torno a 0,994 y E despreciable. En los valores de REMC se identifican ligeras diferencias, siendo el mejor modelo el M3 (Korf GADA, con $b_1 = 0$) con $REMC = 0,71 \text{ m}^2/\text{ha}$. Los valores del AIC obtenidos por los modelos derivados de la función de Korf fueron mejores que los de las otras dos funciones (Hossfeld y Bertalanffy-Richards), siendo el mejor el modelo M3 (AIC = -115). Además, al igual que para la función de altura dominante, los mejores valores de AIC de las formulaciones GADA parecen indicar que las curvas de área basimétrica deberían ser polimórficas con asíntotas diferentes, aunque el segundo mejor valor del AIC (-106) correspondió a la función de Korf resuelta por a_2 que genera curvas polimórficas pero con una asíntota común. En general, las formas GADA fueron mejores que las formas ADA, de forma similar a lo encontrado por Barrio et al. (2006, 2008) y Castedo-Dorado et al. (2007).

Tabla 5.5. Parámetros estimados y estadísticos obtenidos en el ajuste de modelos de área basimétrica.

Modelo	Parámetros			Ajuste independiente				
	b_1	b_2	b_3	R^2	REMC	E	AIC	
Korf	M1	6,513 ($<0,001$)	1,077 ($<0,001$)	0,9948	0,7261	-0,003	-100,8	
	M2	44,76 ($<0,001$)		0,7705 ($<0,001$)	0,9950	0,7193	-0,000	-106,1
	M3	0*	22,74 ($<0,001$)	1,074 ($<0,001$)	0,9951	0,7071	-0,001	-115,6
Hossfeld	M4	-	39,24 ($<0,001$)	1,955 ($<0,001$)	0,9945	0,7505	-0,008	-82,41
	M5	37,51 ($<0,001$)		1,48 ($<0,001$)	0,9942	0,7691	-0,009	-68,76
	M6	0*	514,8 ($<0,001$)	1,39 ($<0,001$)	0,9949	0,7262	-0,005	-100,8
Bertalanffy-Richards	M7	-	0,2093 ($<0,001$)	2,130 ($<0,001$)	0,9943	0,7627	-0,008	-73,42
	M8	39,86 ($<0,001$)		1,218 ($<0,001$)	0,9935	0,8131	-0,011	-37,71
	M9	0,2066 ($<0,001$)	0*	6,802 ($<0,001$)	0,9946	0,7421	-0,005	-88,72

*Indica parámetro fijado en dicho valor (0); el valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Tras un análisis gráfico previo de las proyecciones de todos los modelos, se decidió comparar finalmente las proyecciones de los modelos M3, M4 y M9 (Figura 5.4) que fueron los que mejor representaron los datos de partida entre los 5 y los 14 años, especialmente en las calidades intermedias. El modelo M2 (curvas polimórficas de asíntota común) y el M6 (curvas polimórficas con asíntotas diferentes) quedaron descartados por no adaptarse a las trayectorias observadas a pesar de los mejores valores del AIC que obtuvieron en comparación con los modelos M4 y M9.

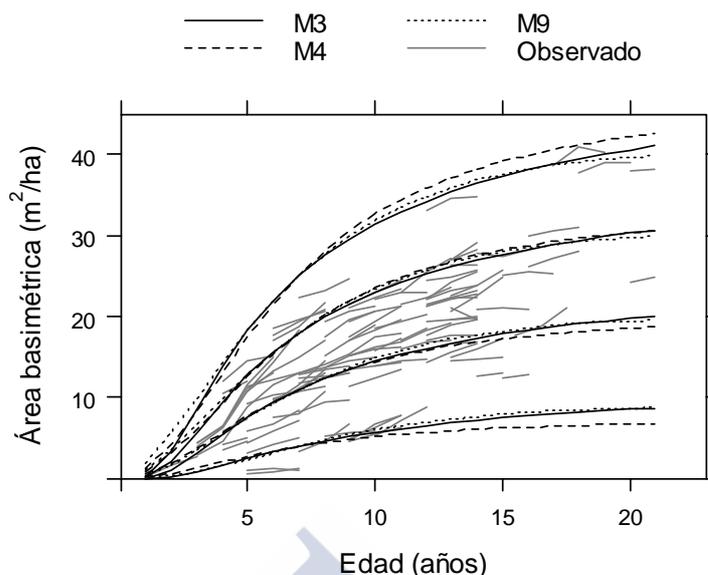


Figura 5.4. Comparación de las proyecciones de los modelos M3, M4 y M9 sobre los datos observados de área basimétrica. Las proyecciones corresponden a valores de área basimétrica de 4, 11, 18 y 25 m²/ha a la edad de 7 años.

Por otra parte, algunas trayectorias observadas sufren modificaciones del ritmo normal de crecimiento provocadas por unas determinadas condiciones de clima, suelo y topografía (Fernández-López, 1982, en referencia a calidad de estación), aunque también es conocido el efecto positivo de la eliminación de la competencia y la fertilización (Ruiz et al., 2008). En el caso de los crecimientos negativos observados en edades avanzadas, y tras descartar errores de medición, la mortalidad es el único factor responsable.

También la densidad de plantación es un factor que puede alterar la percepción inicial de la verdadera calidad. Así, de nuevo las parcelas más jóvenes (< 5 años) con buenos crecimientos en grosor pero no en las mayores densidades, no quedaron situadas en las curvas superiores, siendo deseable un modelo que no haga muchas diferencias inicialmente. En la Figura 5.5 se muestra el gráfico del error relativo para los modelos M3, M4 y M9. Los tres modelos produjeron valores similares partir de los 4 años, siendo ligeramente mejores los del modelo M3.

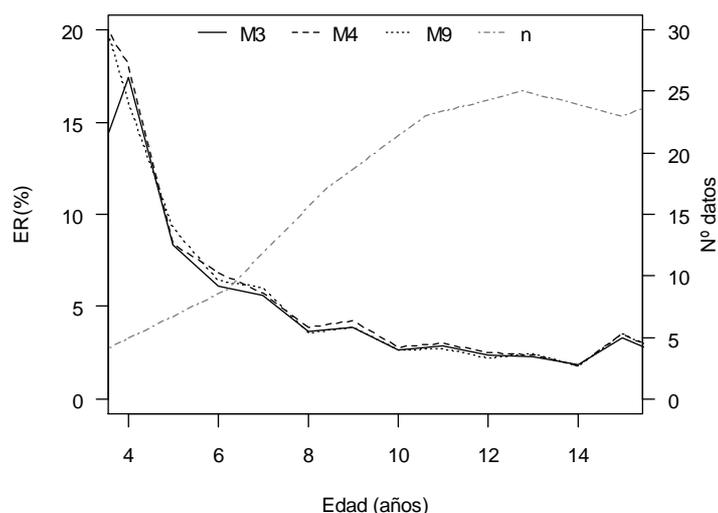


Figura 5.5. Error relativo para los modelos de área basimétrica M3, M4 y M9 y número de datos observados (n) frente a la edad.

Finalmente se seleccionó el modelo M3 (Korf GADA) para la predicción de área basimétrica, y al igual que para la función de atura dominante se realizó un ajuste con variables *dummy* para tratar de identificar diferencias en función del material de reproducción y del tipo de suelo de la plantación. Los parámetros para identificar diferencias entre materiales de reproducción no fueron significativos, mientras que para el tipo de suelo sí resultaron significativos (Tabla 5.6), cuyo REMC disminuyó 0,02 m²/ha frente al modelo reducido (o único). Por otra parte, sería deseable tener mejor representación en cada suelo de todas las calidades y edades, ya que las plantaciones en suelos graníticos se concentran en clases de área basimétrica intermedias y sólo en edades de 5 a 15 años, lo que no justifica los cambios de forma de las curvas, sobre todo en edades jóvenes, donde mayores diferencias hay y menos datos se tienen (Figura 5.6). De igual forma, Wang y Baker (2007) rechazaron un modelo con parámetros específicos según la región para el caso de la altura dominante por falta de datos en todas las calidades, a pesar de obtener parámetros significativos. Tampoco la mejora obtenida sobre el REMC (2,8%) se considera suficiente para proponer el empleo de un modelo completo (pizarras y granitos por separado).

Tabla 5.6. Parámetros estimados en los ajustes del modelo M3 (Korf GADA, con $b_1 = 0$) de área basimétrica según el tipo de suelo, con $b_2 = b_{20} + b_{21} \cdot I$ y $b_3 = b_{30} + b_{31} \cdot I$, donde $I = 0$ para esquistos y 1 para granitos.

Modelo	Parámetros				Ajuste
	b_{20}	b_{21}	b_{30}	b_{31}	REMC
M3	27,08 (<0,001)	-12,13 (<0,001)	1,115 (<0,001)	-0,5092 (0,032)	0,68

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

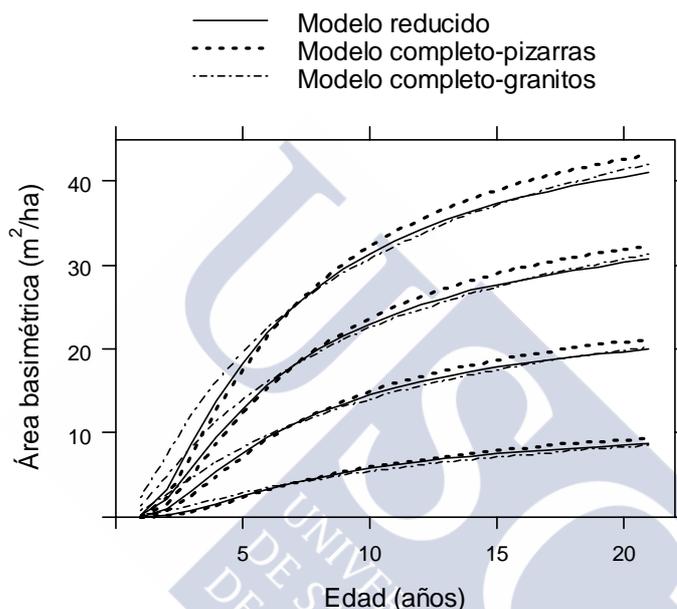


Figura 5.6. Comparación de curvas de área basimétrica generadas por los modelos reducido (único) y completo (pizarras y granitos por separado) para valores de área basimétrica de 4, 11, 18 y 25 m²/ha a los 7 años.

Respecto a las variables climáticas recopiladas (precipitación total en un año, en l/m²; días de precipitación > 1 mm; días de precipitación > 10 mm; días de helada), todas fueron incluidas en el análisis de variables independientes, con el fin de establecer la existencia o no de una relación entre el crecimiento en área basimétrica y la precipitación o las temperaturas extremadamente bajas, intentando dotar de mayor sentido biológico a las predicciones. En la Figura 5.7 se muestra el incremento anual en área basimétrica frente a las variables climáticas consideradas. En todos los casos se observó una falta de relación clara entre los crecimientos en área basimétrica y dichas variables, y posteriores ajustes, lineales y no lineales, confirmaron nula o escasa capacidad explicativa de dichas variables. Finalmente se decidió no incluir tampoco dichas variables en los ajustes de los modelos.

El hecho de que finalmente no fuese útil ninguna de las variables climáticas recopiladas podría ser indicativo de que no se producen situaciones limitantes para la

especie respecto a la precipitación anual o por heladas en las zonas de Galicia donde se muestrearon las parcelas, que teóricamente es la idónea para este eucalipto. Wang y Baker (2007) señalan que las precipitaciones en el sureste de Australia se sitúan entre 600-1000 mm/año, produciendo situaciones limitantes para el crecimiento. Esto facilitaría la aparición de diferencias por regiones, lo que puede haber sido un factor importante en el caso del modelo de área basimétrica elaborado por dichos autores, así como para el de Tomé et al. (2006) desarrollado para Portugal, donde la precipitación media anual para todas las regiones es de 810 mm/año (máx. = 2623 mm/año, mín. = 372 mm/año) como se extrae de Tomé et al. (2001).

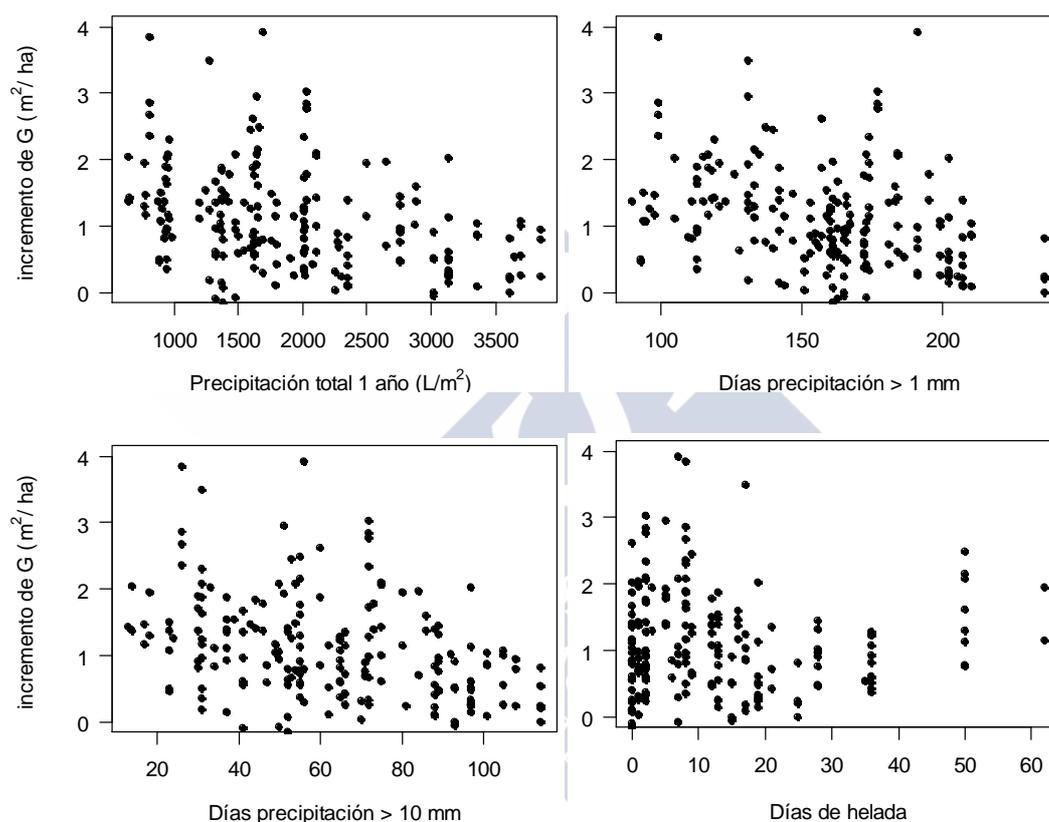


Figura 5.7. Crecimiento en área basimétrica anual (m^2/ha) frente a diversas variables climáticas.

Como se comentó, son muchos los factores que dificultan el ajuste de una función de área basimétrica que mejore los errores obtenidos, como el desconocimiento de los tratamientos aplicados (p. ej., desbroces y fertilización fundamentalmente) o la cantidad de datos según edades y calidades, siendo también recomendable aumentar el período entre mediciones para esta especie (Gadow et al., 1999) con el fin de obtener trayectorias a medio-largo plazo.

Por último, las proyecciones del modelo M3 seleccionado (Korf GADA, con $b_1 = 0$) sobre los datos de partida separados por materiales de reproducción (Figura 5.8) no muestran evidencias de un comportamiento erróneo de las curvas en ningún caso.

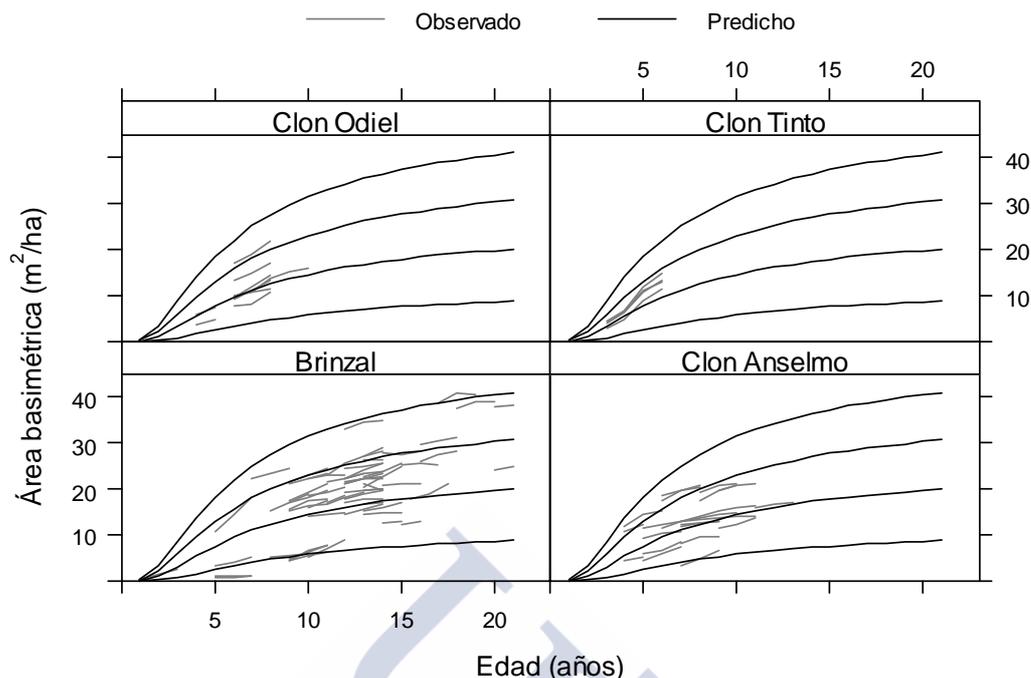


Figura 5.8. Curvas de área basimétrica generadas por el modelo M3 superpuestas sobre los datos observados separados por materiales de reproducción frente a la edad para valores de área basimétrica de 4, 11, 18 y 25 m²/ha a la edad de 7 años.

5.3.2.1. Función de inicialización de área basimétrica

Tras ajustes previos que incluyeron un mayor número de modelos, los mejores resultados correspondieron a seis modelos en los cuales todos los parámetros fueron significativos al nivel del 5%. El modelo M1 correspondió a un modelo de la forma $G = a_0 \cdot H_0^{a_1} \cdot N^{a_2} \cdot t^{a_3}$, el modelo M2 de la forma $G = a_0 \cdot H_0^{a_1} - a_2 / \sqrt{N}$ y los modelos M3 a M6 fueron modelos derivados de la función seleccionada para la proyección de área basimétrica. A su vez, en los modelos M3 y M4 el parámetro específico de la estación se sustituyó por un modelo alométrico ($X = a_0 \cdot IS^{a_1}$), siendo el M4 compatible con la función de proyección, en el modelo M5 se empleó un modelo de variable combinada ($X = a_0 \cdot IS^{a_1} - a_2 / \sqrt{N}$) y en el modelo M6 se empleó una expresión similar al M5 pero sustituyendo la densidad por la densidad de plantación ($X = a_0 \cdot IS^{a_1} - a_2 / \sqrt{N_{pl}}$) ya que este dato no cambia a lo largo del turno.

Los mejores resultados correspondieron al modelo M2, con $R^2 = 0,874$, $REMC = 2,9 \text{ m}^2/\text{ha}$ y $E = 0$, si bien presenta el inconveniente de poder predecir valores negativos, por lo que se descartó inicialmente. Del resto de modelos, todos indicaron ligera sobrestimación, pero los que menor sesgo ($E = -0,08$) produjeron fueron el M3 y M5 con $REMC = 3,1 \text{ m}^2/\text{ha}$ y $REMC = 2,9 \text{ m}^2/\text{ha}$ respectivamente, ambos derivados de la función de Korf, si bien no aseguran la compatibilidad con el modelo ajustado para la

proyección de área basimétrica ya que se dejaron variar libremente los parámetros b_2 y b_3 de dicha función.

El análisis gráfico de los valores predichos indicó que los modelos M1, M4 y M6 obtuvieron desviaciones respecto de la recta 1:1, produciendo estimaciones por exceso para valores bajos de área basimétrica ($< 10 \text{ m}^2/\text{ha}$) y sobrestimando para valores altos ($> 30 \text{ m}^2/\text{ha}$), siendo más marcada la desviación en los modelos compatibles (M4 y M6). Por su parte, los modelos M3 y M5 mostraron buen comportamiento en todo el intervalo de predicción, siendo muy similares entre sí (Figura 5.9), por lo que la selección final quedó restringida a estos modelos, quedando descartado el empleo de un modelo compatible con la función de transición de área basimétrica.

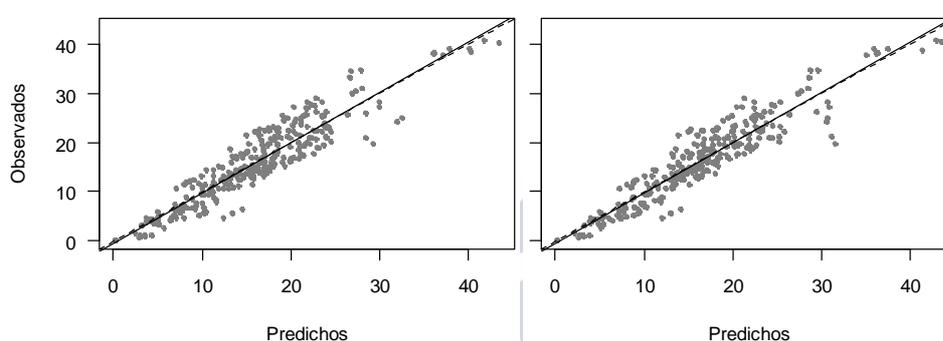


Figura 5.9. Gráficos de valores observados frente a valores predichos para los modelos M3 (izquierda) y M5 (derecha); línea punteada recta 1:1.

Finalmente se calculó el error relativo (ER) por clases de edad para los dos mejores modelos (M3 y M5) (Figura 5.10), ya que tanto los estadísticos de los ajustes como el análisis gráfico dificultan la toma de una decisión. El análisis del ER se centró en las edades iniciales, de 2 a 7 años, siendo mejor el modelo M5 (ER = 21%), que también lo fue en todo el intervalo. Además, el menor ER obtenido a los 7 años facilita las posteriores comparaciones según calidades, ya que éstas se definieron para la edad de referencia de 7 años. No obstante, simulaciones del turno a partir de valores predichos de área basimétrica indicaron que el modelo más consistente era el M3, cuya expresión es la siguiente:

$$G_t = \exp(X_0) \cdot \exp\left(-\left(\frac{23,78}{X_0}\right) \cdot t^{-0,8689}\right), \quad X_0 = 1,819 \cdot IS^{0,2564}$$

Aunque algunos autores como Barrio-Anta et al. (2006) para *Pinus pinaster*, Diéguez-Aranda et al. (2005b) para *Pinus sylvestris* o Tomé et al. (2001) y Tomé et al. (2006) para *E. globulus* emplearon modelos derivados de las funciones de proyección compatibles con éstas, en este caso no quedó justificado el empleo de un modelo compatible. En cualquier caso, los errores obtenidos estuvieron en el intervalo de las

funciones de predicción de área basimétrica, aunque se recomienda el inventario diamétrico para las posteriores proyecciones de área basimétrica.

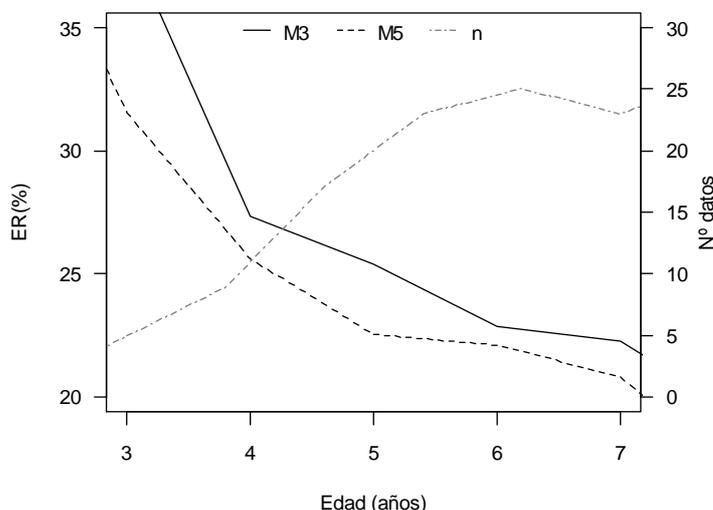


Figura 5.10. Error relativo para inicialización de área basimétrica con los modelos M3 y M5 y número de datos observados (n) frente a la edad.

5.3.3. Mortalidad

En la Tabla 5.7 se muestran los resultados del ajuste para los modelos de mortalidad natural que obtuvieron convergencia. De todos ellos, sólo siete (M5, M8, M10 y M13 a M16), obtuvieron todos sus parámetros significativamente diferentes de cero a un nivel de confianza del 95%. Cinco modelos obtuvieron alguno de sus parámetros no significativos (M4, M6, M7, M9 y M12) y tres modelos (M7, M11 y M12) sólo obtuvieron convergencia empleando la función `nlsLM`, que facilita la localización de parámetros pero no en sus valores óptimos (ver Anexo II, apartado II.2), convergiendo siempre en valores próximos o iguales a los valores de inicio.

Los estadísticos de los cuatro mejores modelos (M5, M8, M10 y M16) fueron similares entre sí, con R^2 entre 0,989 y 0,990, con E próximo a 0 y con REMC entre 30 y 32 pies/ha, y ninguno de ellos incluyó el IS entre las variables predictoras. El mejor AIC fue para el modelo M16 (1979), y en general los modelos con menor número de parámetros, fueron mejores que los modelos que incluyeron algún parámetro adicional relacionado con la estación. Respecto a la forma del modelo, aquellos que tienen un punto de inflexión (M5, M10 y M16) tuvieron mejores valores del AIC frente al modelo con una tasa constante (M8).

Tabla 5.7. Parámetros estimados y estadísticos obtenidos en el ajuste de modelos de mortalidad.

Modelo	Parámetros					Ajuste independiente			
	b_1	b_2	c_0	c_1	c_2	R^2	REMC	E	AIC
M4	1,017 (0,00)	1,829 (<0,001)		-2749,7 (0,716)		0,9896	31	-0,005	1992
M5	0,1955 (<0,001)					0,9897	31	-0,031	1986
M6	1,887 (<0,001)		$-1,88 \cdot 10^{-3}$ (0,113)			0,9900	30	-0,014	1980
M7 (nlsLM)	1,8 (<0,001)		-0,00227 (0,116)	$-4,40 \cdot 10^{-12}$ (0,968)	6,01 (0,440)	0,9901	30	-0,012	1982
M8	-0,02509 (<0,001)					0,9887	32	-0,027	2012
M9	0,1274 (<0,001)		-0,0279 (0,00)	$-8,73 \cdot 10^{-4}$ (0,147)		0,9897	31	-0,011	1989
M10	0,1182 (<0,001)		-0,0409 (<0,001)			0,9896	31	-0,014	1990
M11 (nlsLM)	1,084 (<0,001)		-0,143 (0,034)			0,9898	31	-0,014	1985
M12 (nlsLM)	0,9997 (<0,001)		72,65 (0,989)	$-5,45 \cdot 10^{-4}$ (0,989)	3,572 (0,423)	0,9888	32	-0,015	2015
M13	-0,1223 (<0,001)					0,9847	37	-0,024	2097
M14	$7,31 \cdot 10^{-4}$ (<0,001)					0,9639	57	0,427	2337
M15	278,4 (<0,001)					0,9885	32	-0,036	2018
M16	5074,5 (<0,001)					0,9899	30	-0,017	1979

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Aunque según Clutter et al. (1983, p. 132) el IS no ha tenido demasiado éxito como variable independiente, coincidiendo con los resultados aquí obtenidos, Álvarez-González et al. (2004), Diéguez-Aranda et al. (2005a) o Gómez-García et al (2014) propusieron modelos que suponen una mayor tasa de mortalidad en mejores estaciones, mientras Woollons (1998) encontró resultados opuestos o Zhao et al (2007) encontraron resultados opuestos para la misma especie en lugares diferentes. Según Bi (2004), una mayor productividad generalmente incrementa la tasa de mortalidad de los árboles dominantes, y éstos inducen mortalidad en las clases sociológicas dominadas debido de la competencia por luz, provocando que la mortalidad se concentre en los árboles dominados, mientras Vanclay (1994, p. 175) indica que esto no tiene por qué ser así necesariamente. En el caso de las parcelas instaladas, la competencia por la luz no queda del todo justificada, sobre todo si se tiene en cuenta la marcada poda natural de la especie y los ataques por defoliadores. Por otra parte, y como ya se comentó, los estadísticos obtenidos por los modelos M13 a M16 propuestos en Stankova y Diéguez-Aranda (2013) fueron mejores cuando se sustituyó H_0 por t . Otros modelos, como el de Tomé et al.

(2001), además del IS incluye también la densidad de plantación (N_{pi}) y el efecto de la región, mientras Tomé et al. (2006) ajustaron un modelo que emplea N_{pi} , y el número de turno de la masa, si bien en el modelo aquí desarrollado no se incluyeron masas de segundos o sucesivos turnos.

Respecto a la forma del modelo, y centrando la atención en los cuatro mejores, cada uno de ellos corresponde a una tipología distinta. Esto parece corresponderse con la realidad, ya que para diferentes especies de coníferas y frondosas en Europa, Diéguez-Aranda et al. (2005a) con *Pinus sylvestris*, Álvarez-González et al. (2010) con *Fagus sylvatica* y Gómez-García et al. (2014) con *Betula pubescens* seleccionaron formas potenciales, mientras que Álvarez-González et al. (2004) y Castedo-Dorado et al. (2007) ambos con *Pinus radiata*, emplearon funciones exponenciales. En Australia se propusieron funciones potenciales para *Pinus radiata* (Woollons, 1998), *Eucalyptus delegatensis* y *E. regnans* (Wang y Hamilton, 2003), y *E. globulus* (Strandgard et al., 2005, p. 41; Wang y Baker, 2007). También existen modelos de tasa constante como el propuesto por Gómez-García et al. (2015) para *Quercus robur* en Galicia, o los existentes para *E. globulus* como el de García y Ruiz (2003) para Galicia o los de Tomé et al. (2001, 2006) en Portugal.

Tras un análisis gráfico previo de las proyecciones de todos los modelos que obtuvieron todos sus parámetros significativos, se decidió comparar finalmente las proyecciones de los modelos M5, M8 y M16 (Figura 5.11). Cabe destacar que el modelo M10 fue rechazado por generar trayectorias ascendentes durante los primeros años del turno, lo que contradice la base biológica de la mortalidad sin que exista un reemplazo, como podría ocurrir en casos de muerte de pies sustituidos por el posterior rebrote (ver datos de García y Ruiz, 2003).

Teniendo en cuenta el corto período que abarcan las mediciones (máximo de tres años en el mejor de los casos) y la dificultad para modelizar la mortalidad, debido a su extremada variabilidad y a que se ve influenciada por las condiciones ambientales (García y Ruiz, 2003), resulta difícil encontrar total o mejor correspondencia entre las curvas ajustadas y los datos de partida, siendo los modelos M5 y M16 los que parecen representarlos mejor. Si bien ambos modelos se comportan de forma muy similar, la mortalidad al final del intervalo (21 años) predicha por el M5 en las densidades mayores es ligeramente superior a la del M16, mientras que en bajas densidades es menor, siendo las predicciones para las densidades intermedias casi idénticas. Las curvas del modelo M8 suponen una mayor reducción inicial del número de pies y una reducción paulatina de la mortalidad, mientras la competencia va en aumento, sobre todo en masas donde no se realizan claras (Amateis et al., 1997). Cabe mencionar que además de la competencia por luz, agua y nutrientes, existen los daños por defoliación. Ésta, como elemento perturbador que acelera la mortalidad, podría ser un buen indicador en el caso del eucalipto en Galicia; sin embargo, no se pudieron establecer mediciones objetivas a nivel de masa, ya que la cuantificación de la defoliación llevada a cabo sólo se pudo realizar a

nivel de árbol individual (ver apartado 3.3.2. Variables de árbol individual) y fue de carácter parcialmente subjetivo.

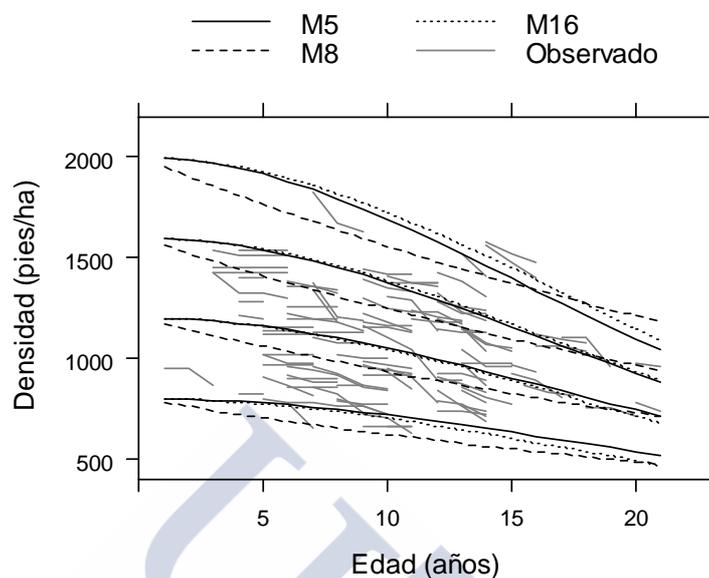


Figura 5.11. Comparación de las proyecciones de los modelos M5, M8 y M16 sobre los valores observados de mortalidad. Las proyecciones corresponden a densidades de plantación de 800, 1200, 1600 y 2000 pies/ha.

Por último, se evaluó el ER (%) por clases de edad para cada modelo (Figura 5.12), siendo los tres modelos M5, M8 y M16 similares. El análisis numérico de los ER proporcionados por cada modelo indicó que la menor varianza se da para el modelo M5, siendo más constante en sus predicciones.

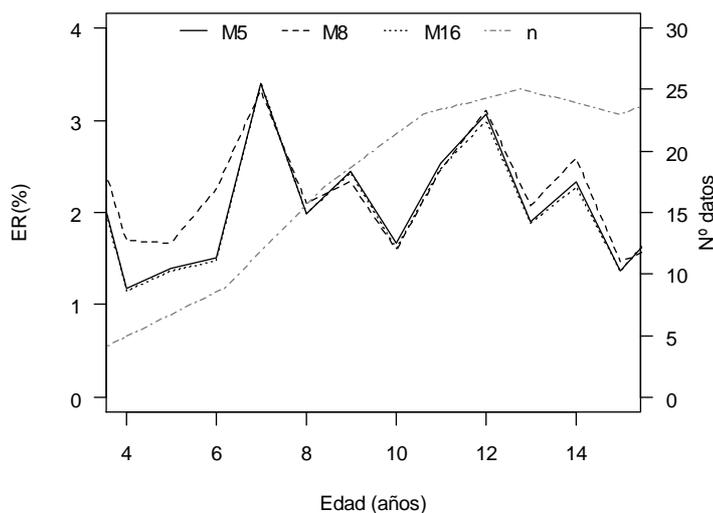


Figura 5.12. Error relativo para los modelos de mortalidad M5, M8 y M16 y número de datos observados (n) frente a la edad.

Finalmente se seleccionó como modelo de mortalidad para las plantaciones de *Eucalyptus globulus* de Galicia el modelo M5 (Woollons, 1998) cuyas proyecciones frente a los datos observados separados por materiales de reproducción se muestra en la Figura 5.13. En este gráfico se aprecia que las curvas ajustadas representan adecuadamente los datos de partida, existiendo en todos los casos parcelas con y sin mortalidad, aunque el bajo número de parcelas de clones F1 (Odiel y Tinto) hace que deban tomarse con cautela.

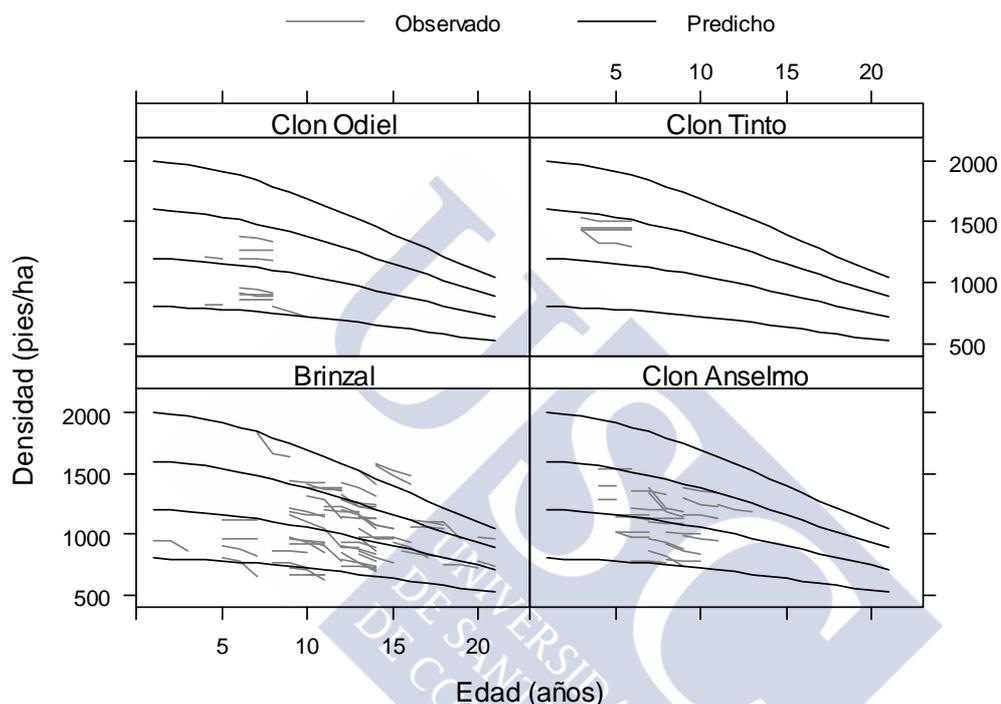


Figura 5.13. Curvas de mortalidad natural generadas por el modelo M5 sobre los datos observados separados por materiales de reproducción frente a la edad para densidades de plantación de 800, 1200, 1600 y 2000 pies/ha.

Ajustes posteriores con variables *dummy* para tratar de identificar diferencias entre materiales de reproducción y tipos de suelo no obtuvieron parámetros significativamente distintos de cero al nivel de probabilidad del 95%, por lo que el modelo final es un modelo único o reducido, al igual que para las funciones de crecimiento (altura dominante y área basimétrica).

5.3.4. Ajuste simultáneo

Tras el ajuste independiente de las funciones de transición, se llevó a cabo un análisis de correlación (ρ_{xy}) entre los residuos de los tres modelos seleccionados anteriormente, cuyos resultados se muestran en la Tabla 5.8.

Tabla 5.8. Resultados del test de correlación de Pearson entre residuos del ajuste independiente.

Residuos	ρ_{xy}	p -valor
H_0 frente a G	0,538	<0,001
H_0 frente a N	0,056	0,346
G frente a N	0,219	<0,001

Si bien no se encontró correlación ente los residuos del modelo de altura dominante y los del modelo de mortalidad (p -valor = 0,346), en los otros dos casos sí se detectó correlación (p -valor <0,001), por lo que se procedió al ajuste simultáneo de los tres componentes del modelo dinámico, cuyos estadísticos se muestran en la Tabla 5.9. Todos los parámetros de los tres modelos fueron significativos al nivel de significación del 5%.

Tabla 5.9. Resultados del ajuste simultáneo (NSUR) para las funciones de transición de altura dominante, área basimétrica y mortalidad.

Función	Parámetros		Ajuste ($n = 279$)		
			R^2	REMC	E
Altura dominante	$a_2 = 13,90$ (<0,001)	$a_3 = 0,5989$ (<0,001)	0,9931	0,68	-0,000
Área basimétrica	$b_2 = 21,16$ (<0,001)	$b_3 = 0,9906$ (<0,001)	0,9951	0,71	-0,006
Mortalidad	$c_0 = 0,1995$ (<0,001)		0,9897	31	-0,091

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Los errores obtenidos son similares a los de Tomé et al. (2001) para *Eucalyptus globulus* en Portugal, con muestras de tamaño $n > 11\ 000$ para altura dominante (REMC = 0,83 m), área basimétrica (REMC = 0,69 m²/ha) y mortalidad (REMC = 28 pies/ha). Con respecto al modelo de Wang y Baker (2007), también para *E. globulus*, con muestras $n > 2000$ los valores de REMC obtenidos fueron de 1,76 m, 1,63 m²/ha y 24 pies/ha para altura dominante, área basimétrica y mortalidad respectivamente, siendo ligeramente inferiores.

El análisis gráfico de los residuos de los modelos para las tres funciones de transición (altura dominante, área basimétrica y mortalidad) no mostró evidencias claras de heterocedasticidad, por lo que no fue necesario realizar el ajuste empleando regresión ponderada (Figura 5.14).

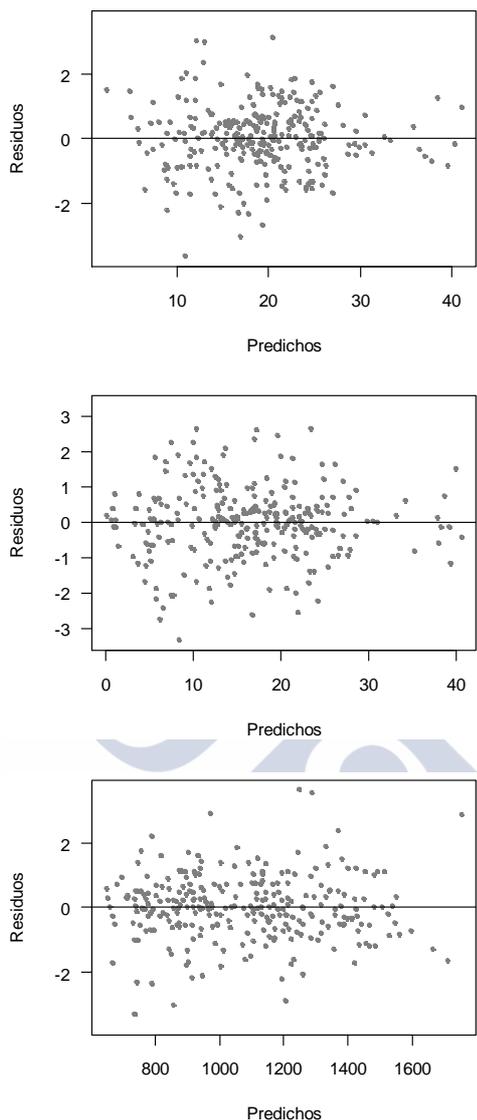


Figura 5.14. Gráfico de residuos frente a valores predichos para el modelo de altura dominante (m) (arriba), área basimétrica (m²/ha) (centro) y mortalidad (pies/ha) (abajo) en el ajuste simultáneo.

5.4. Resumen de funciones de transición del modelo dinámico

En la Tabla 5.10 se muestra un resumen de las funciones que componen el modelo dinámico de crecimiento propuesto para rodales regulares de *Eucalyptus globulus* en Galicia, cuyo destino principal es la celulosa.

En caso de que no se conozca el valor del área basimétrica basta con sustituir G_1 en la función de transición de dicha variable por el valor predicho por la ecuación de inicialización G_t , que depende del índice de sitio y la edad (IS , t). Para calcular IS basta con sustituir la edad t_2 en la función de transición de la altura dominante por 7 años.

Tabla 5.10. Resumen de las funciones de transición que componen el modelo dinámico de crecimiento para rodales regulares de *Eucalyptus globulus* en Galicia.

Función de transición para la altura dominante (H_0)

$$H_{02} = \exp(X_1) \cdot \exp\left(-\left(\frac{13,90}{X_1}\right) \cdot t_2^{-0,5989}\right)$$

$$X_1 = \frac{1}{2} \cdot t_1^{0,5989} \left(t_1^{0,5989} \cdot \ln(H_{01}) + \sqrt{4 \cdot 13,90 \cdot t_1^{0,5989} + \left(-t_1^{0,5989} \cdot \ln(H_{01})\right)^2} \right)$$

Función de transición para el área basimétrica (G)

$$G_2 = \exp(X_1) \cdot \exp\left(-\left(\frac{21,16}{X_1}\right) \cdot t_2^{-0,9906}\right)$$

$$X_1 = \frac{1}{2} \cdot t_1^{0,9906} \left(t_1^{0,9906} \cdot \ln(G_1) + \sqrt{4 \cdot 21,16 \cdot t_1^{0,9906} + \left(-t_1^{0,9906} \cdot \ln(G_1)\right)^2} \right)$$

Función de inicialización para el área basimétrica (G)

$$G_t = \exp(X_1) \cdot \exp\left(-\left(\frac{23,78}{X_1}\right) \cdot t^{-0,8689}\right)$$

$$X_1 = 1,819 \cdot IS^{0,2564}$$

Función de transición de mortalidad (N)

$$N_2 = \left[N_1^{-0,5} + 0,1995 \cdot \left[\left(\frac{t_2}{100} \right)^2 - \left(\frac{t_1}{100} \right)^2 \right] \right]^{-2}$$

En la Figura 5.15 se muestran las curvas de evolución resultantes de aplicar las funciones de transición seleccionadas sobre las trayectorias observadas en cada parcela.

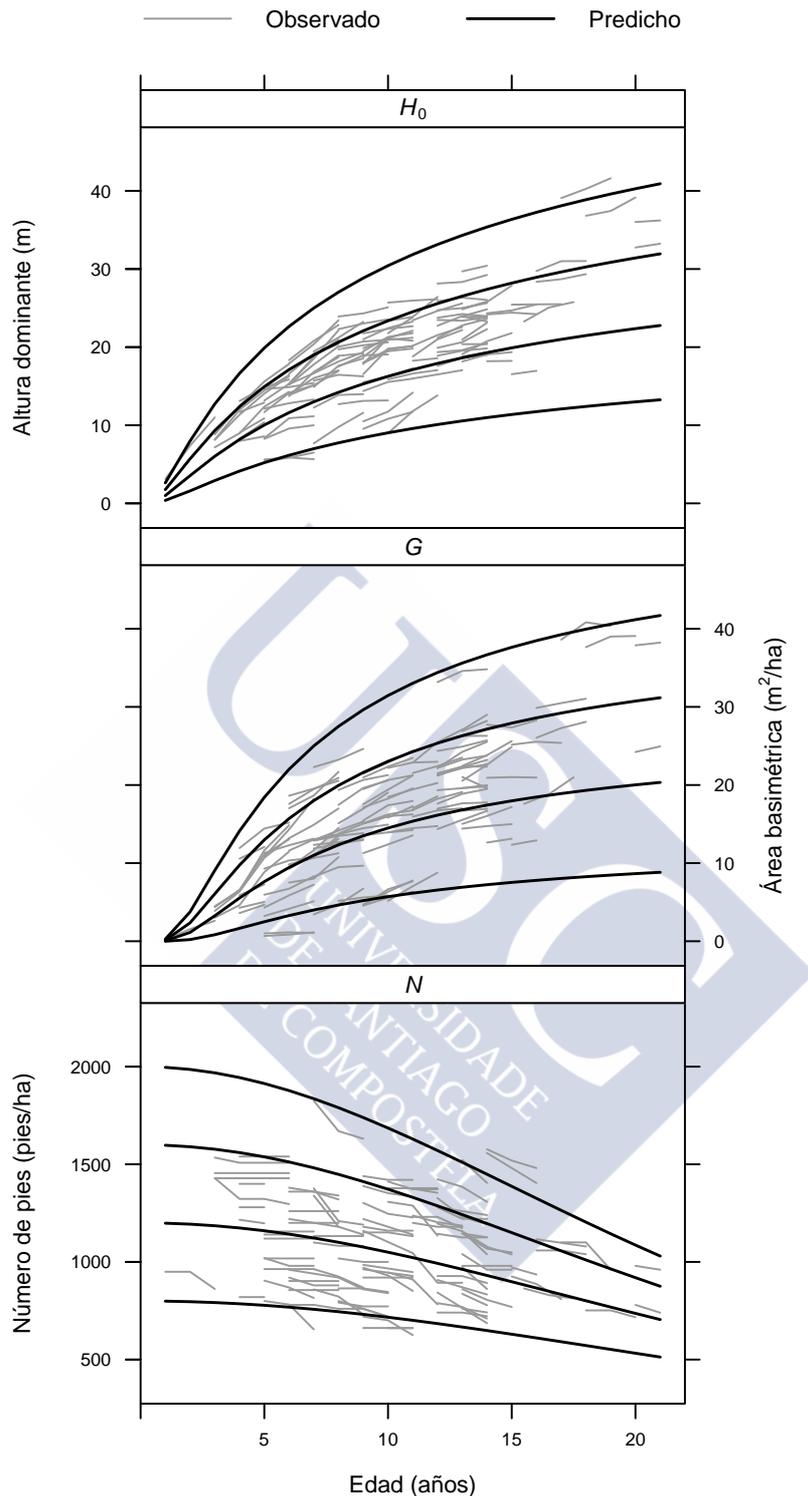


Figura 5.15. Curvas de evolución con la edad de las variables de estado altura dominante (H_0 , m), área basimétrica (G , m^2/ha) y número de pies por hectárea (N , pies/ha) generadas con las funciones de transición que constituyen el modelo dinámico de crecimiento para *Eucalyptus globulus* en Galicia, superpuestas a las trayectorias observas. Arriba: curvas para índices de sitio de 7, 13, 19 y 25 m a la edad de referencia de 7 años. Centro: curvas para valores de área basimétrica de 4, 11, 18 y 25 m^2/ha a la edad de 7 años. Abajo: curvas de mortalidad para densidades de plantación de 800, 1200, 1600 y 2000 pies/ha.

6. Funciones de salida

En este capítulo se aborda el ajuste de las funciones de salida que completan el modelo de crecimiento, es decir, aquellas que predicen los valores de la producción, actuales o futuros, de volumen y biomasa de árbol individual y de rodal. También se incluye una función de desagregación de rodal que permite conocer el reparto de la producción por clases diamétricas.

6.1. Introducción

6.1.1. Tarifas de cubicación

La estimación de las existencias en volumen de las masas forestales es uno de los objetivos más importantes que se le presentan al gestor forestal. Tradicionalmente este problema se ha solventado estimando el volumen de los árboles individuales mediante tarifas o tablas de cubicación de árbol individual, que son funciones que dependen de variables sencillas de medir (generalmente el diámetro normal y la altura total).

Otra de las posibles soluciones para estimar el volumen de los árboles es mediante el empleo de funciones de perfil, justificadas en el caso de que existan diferentes destinos comerciales en función del grosor de la madera. En el caso del eucalipto en Galicia, cuyas masas están destinadas principalmente a la producción de celulosa, y por tanto a la trituración, no existe una primera necesidad de desarrollar funciones de perfil, y además ya existe un modelo (Diéguez-Aranda et al, 2009, p. 208). Este tipo de ecuaciones se consideran importantes para árboles o masas cuyo destino sea la madera estructural o piezas especiales como las bateas.

Además de las tarifas de cubicación de árbol individual, también se consideran importantes las tarifas de rodal, que sirven para estimar el volumen de una masa, generalmente a partir de las variables de estado H_0 , G y/o N , y que son consideradas funciones de salida del modelo (García, 1988). En la literatura forestal han surgido diferentes aproximaciones para determinar las producciones futuras en volumen de una masa (Clutter et al., 1983, p. 94), siendo recomendable estimar las variables necesarias para su cálculo en un momento y aplicar la ecuación de cubicación en dicho momento. Además, en esta tesis se proveen todas las herramientas para aplicar esta vía.

Aunque *E. globulus* es una de las especies más importantes en Galicia, y de que el producto para la obtención de la celulosa es la madera del árbol exclusivamente, aún no

existen herramientas que estimen el volumen de este producto. Por otra parte, es de interés para la industria la estimación del porcentaje de corteza en volumen (y en peso) ya que el aprovechamiento no siempre se realiza de la misma forma, eliminando o no la corteza, por lo que se debe tener cuenta que la logística se verá afectada. Así, se han desarrollado tarifas de cubicación de árbol individual y de rodal, con y sin corteza para madera procedente de plantaciones de primer turno destinadas a celulosa.

En una primera aproximación, las tarifas de cubicación se pueden dividir en tarifas simples o tarifas compuestas, según sean adecuadas respectivamente para una única especie o para más de una (Diéguez-Aranda et al., 2003, p. 196). En este trabajo se ajustan tarifas simples al provenir los datos de una única especie. Además, se testará la necesidad de ajustar modelos diferentes según los diferentes materiales de reproducción y también en función del tipo de suelo.

Las tarifas de cubicación de árbol individual son ecuaciones que relacionan el volumen de un árbol con variables dendrométricas, o variables de entrada, generalmente sencillas de medir. Dependiendo del número de variables que intervengan en la ecuación se pueden clasificar en tarifas de una, dos o tres entradas, según el volumen esté en función de una, dos o tres variables de árbol, respectivamente. El número de variables que incluya la tarifa debe ser reducido y, además, dichas variables deben ser sencillas de medir en campo, con el fin de facilitar su uso, y estar fuertemente correlacionadas con el volumen y débilmente correlacionadas entre sí. En general, la precisión en la estimación del volumen obtenida con una tarifa de cubicación aumenta a medida que aumenta el número de entradas (variables), aunque el exceso de variables explicativas puede suponer un esfuerzo de muestreo mayor (López et al., 2003) y añadir colinealidad entre las variables (Peña, 2002, p. 557).

6.1.2. Ecuaciones de biomasa

Se conoce como biomasa a la cantidad de materia que existe en un determinado ecosistema por unidad de superficie o de volumen (Newbould, 1970; Pardé, 1980). La mayoría de los estudios realizados hasta la fecha tienen como objetivo conocer cómo influye la acumulación y distribución de la biomasa en el equilibrio del ecosistema (flujos de energía y de nutrientes), evaluar las posibilidades energéticas e industriales en determinadas regiones o determinar el potencial de almacenamiento del carbono atmosférico en los sistemas forestales a medio y largo plazo, en relación a la contribución de las masas arboladas al ciclo global del carbono (Parresol, 1999; van Laar y Akça, 1997, p. 183).

Por otro lado, diferentes intereses industriales, energéticos y ambientales han dirigido su atención a la biomasa forestal, especialmente las industrias de trituración y de pasta de papel, dada su importancia en Galicia, que demandan cada vez en mayor medida biomasa forestal no maderable (Bermúdez y Piñeiro, 2001). Estudios previos revelan que Galicia,

amparándose en su elevado rendimiento forestal y en su desarrollado sector de transformación de la madera, podría ser capaz de asimilar buena parte de estos recursos arbóreos no maderables para el aprovechamiento industrial o energético (Bermúdez y Touza, 2000; Bermúdez y Piñeiro, 2001). Entre las estrategias propuestas se encuentra el aprovechamiento de fracciones arbóreas no maderables tras el aprovechamiento forestal, o el establecimiento de plantaciones y programas de manejo especialmente diseñados para la producción de biomasa (Álvarez González et al., 2005a).

Otro aspecto que se debe tener en cuenta es que la biomasa representa el peso seco, por lo que no es un dato relevante a la hora de realizar una compra-venta de madera. Su utilidad radica, sobre todo, en conocer las proporciones o cantidades de cada uno de los elementos del árbol y así poder cuantificar la materia seca de madera pulpable o de las fracciones no pulpables, los nutrientes y el carbono acumulado en una masa forestal. Este carbono, denominado *Bono o Crédito de Carbono*, es uno de los sistemas establecidos en el Protocolo de Kioto (1997) como medio de reducción de los gases de efecto invernadero, existiendo un mercado internacional.

La estimación de biomasa, al igual que el volumen, se ha solventado mediante ecuaciones que dependen de variables sencillas de medir. El principal problema de la estimación de la biomasa es que se trata de un sistema compuesto por diferentes partes o fracciones, y por tanto debe coincidir la estimación hecha para todo el árbol con la suma de la biomasa por fracciones. Así, Zellner (1962) desarrolló una solución aplicable a este tipo de sistemas, denominado *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) (ver Anexo II, apartado II.3), que asegura la aditividad en este tipo de sistemas.

Por otra parte, el desarrollo de ecuaciones de biomasa requiere de una serie de operaciones sobre los datos que pueden ser empleadas, a su vez, para conocer otras características de la madera tales como la densidad aparente (en peso verde), la densidad básica (en peso seco) o la humedad. De todas estas características, se consideran de utilidad directa en la compra-venta tanto la densidad aparente en verde como las variaciones de la humedad de la madera, ya que permiten estimar el peso de las trozas, siendo ésta la forma habitual de enajenación.

El hecho de que se reduzca el número de variables en comparación con las tarifas de cubicación se debe a que los sistemas aditivos generalmente presentan limitaciones de convergencia en el ajuste, y más cuando el número de ecuaciones es elevado como en el caso de la biomasa, para la que se pueden definir al menos cuatro fracciones diferentes: madera, corteza, ramas y hojas. A su vez, las ramas se suelen subdividir en tres fracciones: ramas gruesas, ramas finas y ramillos, lo que puede aumentar hasta seis el número de componentes finales de los modelos, existiendo otras posibilidades como la separación entre ramas vivas y muertas, por ejemplo.

Aunque ya existen modelos de biomasa de árbol individual en Galicia para *E. globulus*, como los de Brañas et al. (2000a) o Álvarez-González et al. (2005a), dichos sistemas presentan carencias respecto al muestreo considerando las mejoras aportadas

por Pérez-Cruzado y Rodríguez-Soalleiro (2011), y tampoco existen tarifas de rodal. En esta tesis, además del análisis de diferentes características (o variables) para los diferentes materiales de reproducción y de las mejores ecuaciones de forma independiente, se han desarrollado sistemas de ecuaciones aditivas.

A nivel de árbol individual se ha hecho una comparación entre un sistema “completo”, que considera todas las fracciones posibles según tamaños, y uno más simple denominado “reducido”, que sólo diferencia tres fracciones (ramas, corteza y madera), añadiendo posteriormente la biomasa de hojas mediante una ecuación independiente. También se ha ajustado un sistema completo para la estimación de la biomasa a nivel de rodal. Al igual que el modelo dinámico y las tarifas de cubicación, los modelos están indicados para madera procedente de masas de eucalipto destinadas a celulosa. Por otra parte, para considerar los evidentes daños por goniptero (*Gonipterus scutellatus*, Gyll.) presentes en las masas de eucalipto en Galicia, se ha evaluado por primera vez el comportamiento de una variable de estimación subjetiva, denominada “defoliación”, para introducir el efecto de los daños a nivel de biomasa foliar.

6.1.3. Función de desagregación

Una función de desagregación es una herramienta que permite conocer o estimar, en un momento determinado, el número de árboles que hay en cada clase diamétrica, a partir de la información de una variable de rodal (variable agregada). Estas funciones informan sobre la estructura del rodal (Gorgoso et al., 2012) o del paisaje (Rubin et al., 2006), permitiendo planificar con mayor detalle las intervenciones y el destino de los productos (Scolforo et al., 2003).

En las masas de eucalipto de Galicia la división de los productos es quizá más sencilla que en otras especies, como los pinos por ejemplo, ya que no se suelen considerar diferentes destinos para un mismo fuste. Tanto la celulosa como la energía requieren un producto triturado, y solamente en el mucho menos común caso de la madera estructural (en forma de madera laminada) se requiere obtener un elevado número de piezas por aserrado. A su vez, para cada destino, se espera extraer el máximo provecho de cada árbol (excluyendo las hojas), de forma que la producción de energía admite todo el árbol, mientras la celulosa o la madera estructural admiten toda la madera hasta un diámetro en punta delgada, permitiendo que la parte no aprovechada sea materia prima para bioenergía. Por otra parte, el reciente empleo de clones de *Eucalyptus globulus* en repoblación suscita interés por conocer el tipo de estructura de masa que se genera en las diferentes variedades clonales, donde se asume una gran semejanza de los árboles que conforman un rodal. Por esa razón, se considera importante el ajuste de una función de distribución que permita estimar el número de pies por clases diamétricas, así como describir la forma de la distribución en cada material de reproducción.

Como función de distribución se seleccionó la función de Weibull, y en la obtención de parámetros se seleccionó el método de los momentos (ver Anexo II Análisis estadístico). Esta metodología ha sido empleada, entre otros autores, por Hyink (1980), Burk y Burkhart (1984), Páscoa (1987), Condés (1997), Del Río (1999), Scolforo et al. (2003), Palahí et al. (2007), Fonseca et al. (2009) o Gorgoso et al. (2012). Esta técnica brinda generalmente mejores estimaciones, incluso en proyecciones a largo plazo (Cao et al., 1982; Reynolds et al., 1988; Borders y Patterson, 1990; Torres-Rojo et al., 2000). Además, presenta la ventaja de que puede garantizar la compatibilidad entre las predicciones del área basimétrica estimada explícitamente (a través de un modelo de crecimiento en área basimétrica) y la predicha a partir de la distribución diamétrica (Hyink, 1980; Knoebel et al., 1986). En algunos casos (Baldwin y Feduccia, 1987; Cao, 2004) se ha utilizado una metodología híbrida, recuperando un parámetro a partir de un momento de la distribución y otro a partir de un percentil.

6.2. Material y Métodos

6.2.1. Datos

6.2.1.1. Tarifas de cubicación y ecuaciones de biomasa

Los datos empleados para el ajuste de las tarifas de cubicación de árbol individual corresponden a los 87 árboles tipo descritos en el apartado 3.3.2 (Variables de árbol individual). Estos se pudieron dividir según materiales de reproducción en muestras equilibradas de tamaño $n = 29$, y según el tipo de suelo 34 árboles se apearon en suelos de esquistos/pizarras y 53 en suelos graníticos. En el caso de las tarifas de cubicación y ecuaciones de biomasa de rodal, los datos para el ajuste provienen de la suma de los volúmenes individuales y pesos estimados para los árboles de las parcelas de inventario, posteriormente transformados a la unidad superficial de referencia, la hectárea. Para el desarrollo de las tarifas de volumen y ecuaciones de biomasa de rodal el número de parcelas diferentes empleadas en el análisis fue de 114, correspondientes a 307 inventarios, incluyendo todas las pertenecientes a brinzales, clones F0 (Anselmo) y clones F1 (Odiel y Tinto) que fueron medidas al menos en una ocasión. En la Figura 6.1 se muestra el gráfico de dispersión altura dominante-área basimétrica para los datos de rodal. En la Tabla 6.1 se exponen los estadísticos descriptivos de las variables de rodal para las parcelas empleadas en el ajuste de tarifas de volumen y ecuaciones de biomasa de rodal.

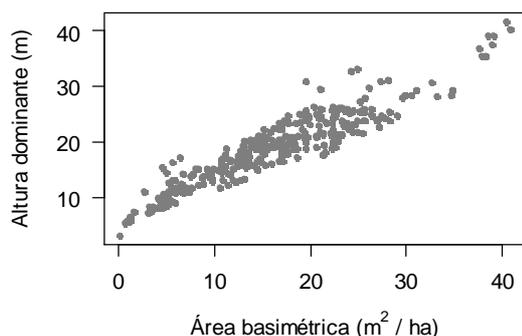


Figura 6.1. Gráfico de dispersión altura dominante-área basimétrica de los datos empleados en el ajuste de tarifas de cubicación de rodal.

Tabla 6.1. Estadísticos descriptivos por inventario y materiales de reproducción de las variables elaboradas para las parcelas empleadas en el ajuste de las funciones de salida de volumen y biomasa de rodal.

Brinzal												
Inventario 1 (n = 71)				Inventario 2 (n = 64)				Inventario 3 (n = 51)				
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
<i>t</i>	12	20	1	3	12	21	2	3	13	20	3	3
<i>N</i>	1111	1897	661	292	1058	1680	661	266	1028	1631	625	251
<i>G</i>	18,7	38,6	0,2	8,7	19,6	40,8	0,9	8,6	20,0	40,4	1,1	8,7
<i>d_g</i>	14,4	25,3	1,4	4,5	15,1	25,7	3,5	4,3	15,4	26,3	4,2	4,5
\bar{d}	13,2	23,6	1,3	4,2	14,0	24,0	3,2	4,1	14,4	24,7	3,8	4,2
<i>d₀</i>	22,3	37,3	2,4	6,9	23,2	38,2	5,8	6,7	23,4	39,3	5,8	6,8
\bar{h}	15,6	28,7	2,2	5,1	16,5	29,1	4,2	4,9	17,0	29,6	4,6	5,1
<i>H₀</i>	20,9	39,1	3,1	6,9	21,9	40,3	5,9	6,7	22,1	41,6	5,7	6,7
Clon F0 (Anselmo)												
Inventario 1 (n = 25)				Inventario 2 (n = 25)				Inventario 3 (n = 25)				
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
<i>t</i>	7	11	4	1,84	8	12	5	1,84	9	13	6	1,84
<i>N</i>	1154	1540	780	207	1122	1540	772	201	1101	1540	731	205
<i>G</i>	11,9	19,5	3,4	4,8	13,0	20,7	4,7	4,9	13,8	21,3	5,4	4,9
<i>d_g</i>	11,4	16,9	5,7	3,1	12,1	17,8	6,8	3,0	12,6	18,7	7,1	2,9
\bar{d}	10,9	16,0	5,5	2,9	11,7	16,9	6,5	2,8	12,2	17,8	6,8	2,8
<i>d₀</i>	15,5	25,0	8,3	3,9	16,4	27,0	10,0	4,0	17,1	27,8	10,8	3,9
\bar{h}	12,2	17,5	6,0	3,4	13,5	18,5	6,7	3,4	14,3	19,7	7,2	3,5
<i>H₀</i>	14,9	23,9	7,7	4,1	16,4	24,3	8,6	4,0	17,1	24,9	9,4	4,0
Clon F1 (Odiel y Tinto)												
Inventario 1 (n = 14)				Inventario 2 (n = 14)				Inventario 3 (n = 14)				
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
<i>t</i>	5	8	3	1,62	6	9	4	1,62	7	10	5	1,62
<i>N</i>	1154	1534	800	268	1135	1508	760	265	1125	1508	720	268
<i>G</i>	8,2	17,0	3,0	4,3	9,8	18,7	4,6	4,3	12,6	21,7	5,9	3,9
<i>d_g</i>	9,5	14,8	5,1	3,2	10,5	15,9	6,4	3,0	12,0	16,8	8,8	2,5
\bar{d}	8,9	13,7	5,0	2,9	9,9	15,0	6,1	2,8	11,4	16,1	8,5	2,4
<i>d₀</i>	14,2	21,5	7,3	4,6	15,6	22,4	9,3	4,0	18,0	23,1	13,0	3,1
\bar{h}	9,6	16,3	5,4	3,4	11,5	17,8	7,1	3,5	13,4	18,8	9,4	3,3
<i>H₀</i>	12,4	19,7	7,2	4,1	14,9	21,1	9,0	3,9	17,1	23,4	11,2	3,7

Tabla 6.1. (continuación).

Clon F1 (Tinto)				
Inventario 4 (n = 4)				
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
<i>t</i>	6	6	6	0
<i>N</i>	1422	1508	1296	90
<i>G</i>	13,1	14,9	11,5	1,38
<i>d_g</i>	10,8	11,3	10,1	0,59
\bar{d}	10,2	10,4	9,6	0,35
<i>d₀</i>	17,9	19,9	15,1	2,17
\bar{h}	12,1	12,7	11,5	0,54
<i>H₀</i>	16,2	17,9	14,3	1,47

Nota: *t* es la edad (años), *N* es el número de pies por hectárea (pies/ha), *G* es el área basimétrica del rodal (m²/ha), *d_g* es el diámetro medio cuadrático (cm), \bar{d} es el diámetro medio aritmético (cm), *d₀* es el diámetro medio cuadrático (cm), \bar{h} es la altura media (m), y *H₀* es la altura dominante (m).

6.2.1.2. Función de desagregación

Los datos para el ajuste de una función de distribución y modelos de diámetro medio aritmético pertenecen a 299 inventarios, correspondientes a 107 parcelas diferentes inventariadas una, dos, tres o cuatro veces. La reducción en el número de parcelas sólo afectó a los brinzales, y ello fue debido a la presencia de pies de regenerado en tres parcelas, lo que altera la distribución diamétrica por la presencia excesiva de pies de las menores dimensiones. En la Figura 6.2 se muestran los gráficos de diámetro medio aritmético (\bar{d} , cm) frente a diámetro medio cuadrático (*d_g*, cm) y la distribución diamétrica para las parcelas empleadas. Los datos aseguran el principio de que la media cuadrática (*d_g*) ≥ media aritmética (\bar{d}), a su vez relacionados por medio de la expresión:

$$s^2 = d_g^2 - \bar{d}^2 \tag{6.1}$$

donde *s*² es la varianza (momento de segundo orden de la distribución).

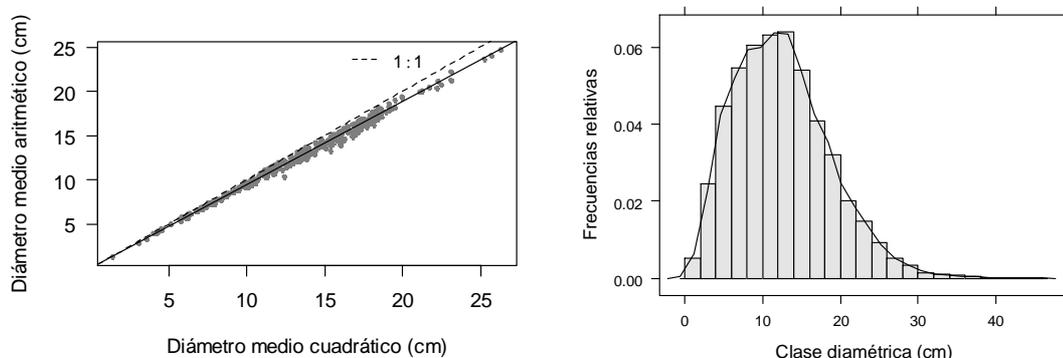


Figura 6.2. Gráficos de diámetro medio aritmético (\bar{d} , cm) frente a diámetro medio cuadrático (*d_g*, cm) (izquierda) y distribución diamétrica de los datos empleados para las parcelas empleadas (derecha)

Por su parte, la distribución diamétrica para todas las parcelas, y también en cada parcela, fue dividida en clases de amplitud de 2 cm como resultado de emplear la regla de Sturges (1926). Dicha distribución encuentra su máximo en las clases de 10 a 14 cm, existiendo muy pocos árboles con $d_n > 30$ cm.

En la Tabla 6.2 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables de masa de las parcelas empleadas en el análisis de las distribuciones diamétricas de brinzales, siendo los datos correspondientes a los clones F0 y clones F1 los mismos mostrados en la Tabla 6.1.

Tabla 6.2. Estadísticos descriptivos por inventario de las variables elaboradas para las parcelas de brinzales empleadas en el ajuste de las distribuciones diamétricas.

	Inventario 1 (n = 68)				Inventario 2 (n = 61)				Inventario 3 (n = 49)			
	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est	Media	Máximo	Mínimo	Desv. est
t	11	20	1	3,36	12	21	2	3,34	13	20	3	3,34
N	1097	1897	661	272	1045	1680	661	249	1014	1631	625	246
G	18,5	38,6	0,2	8,8	19,4	40,8	0,9	8,7	19,8	40,4	1,1	8,9
d_g	14,3	25,3	1,4	4,6	15,1	25,7	3,5	4,4	15,4	26,3	4,2	4,6
\bar{d}	13,3	23,6	1,3	4,3	14,1	24,0	3,2	4,1	14,5	24,7	3,8	4,3
d_0	22,0	37,3	2,4	6,8	22,9	38,2	5,8	6,6	23,3	39,3	5,8	6,9
\bar{h}	15,6	28,7	2,2	5,2	16,6	29,1	4,2	5,0	17,1	29,6	4,6	5,2
H_0	20,7	39,1	3,1	6,9	21,6	40,3	5,9	6,7	22,0	41,6	5,7	6,8

Nota: t es la edad (años), N es el número de pies por hectárea (pies/ha), G es el área basimétrica del rodal (m^2/ha), d_g es el diámetro medio cuadrático (cm), \bar{d} es el diámetro medio aritmético (cm), d_0 es el diámetro medio cuadrático (cm), \bar{h} es la altura media (m), y H_0 es la altura dominante (m).

6.2.2. Modelos analizados

6.2.2.1. Tarifas de cubicación

Las tarifas de árbol individual de dos entradas estiman el volumen de un árbol en función de dos variables que, generalmente, son su diámetro normal y su altura total. La expresión general de este tipo de tarifas es $v = f(d_n, h_t)$. Algunas veces se sustituye la altura total por la altura de fuste (h_f), pero estas tarifas son más complicadas de aplicar por la dificultad que representa la determinación práctica de esa altura (Diéguez-Aranda et al., 2003, p. 197).

Las tarifas de árbol individual de tres entradas estiman el volumen de un árbol en función de tres variables que, además de d_n y h_t suele ser otra variable que esté relacionada con la forma del tronco. La expresión matemática de este tipo de tarifas es $v = f(d_n, h_t, x)$. El empleo de un diámetro medido por encima del diámetro normal puede aportar mejoras, aunque es más difícil de obtener que datos de diferentes alturas, por ejemplo.

Existen numerosas ecuaciones usadas en la construcción de tarifas de cubicación. Se pueden encontrar referencias en Loetsch et al. (1973), Martínez-Millán et al. (1993), Prieto y Hernando (1995), Prodan et al. (1997), Idoiagabeitia y Fernández-Manso (2001), Barrio (2003), Tomé et al. (2007) y Diéguez-Aranda et al. (2009), siendo los mejores modelos, según ha demostrado la experiencia, los de Spurr (1952) y Schumacher y Hall (1933), ambas expresiones con dos entradas.

El modelo de Spurr (1952) se conoce también con el nombre de modelo lineal de variable combinada y tiene la siguiente forma:

$$v = b_0 + b_1 \cdot d_n^2 \cdot h_t \quad [6.2]$$

Esta función, ajustada sin término independiente, se denomina modelo de variable combinada o de factor de forma constante, dado que la expresión $d_n^2 \cdot h_t$ al ser multiplicada por la constante $\pi/4$ representa el volumen de un cilindro, por lo que el coeficiente b_1 representa un factor de forma (coeficiente mórfico) falso, que transforma el volumen de ese cilindro en el volumen real del árbol (Prodan et al., 1997).

El modelo de Schumacher y Hall (1933) también se denomina modelo alométrico y tiene por expresión:

$$v = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \quad [6.3]$$

Esta ecuación puede ser considerada como una generalización del modelo lineal de variable combinada, donde no se fijan a priori los exponentes que afectan a las variables independientes y se elimina el término independiente, que acarrea problemas de interpretación biológica debido a posibles ordenadas negativas en el origen.

Al igual que en el caso de las tarifas de árbol individual, la comparación de modelos para tarifas de rodal se basó en el ajuste de diferentes combinaciones de variables independientes, empleando en este caso solamente el modelo alométrico de Schumacher y Hall (1933). En el análisis se probaron todas las variables de rodal con el fin de evaluar su aptitud, ya que pueden existir diferentes niveles de información disponibles. Así existen variables que apenas requieren muestreo, como la edad (t), la densidad (N), la altura dominante (H_0) o el diámetro dominante (d_0), y por otra parte variables más laboriosas, como el área basimétrica (G), la altura media (\bar{h}) o el diámetro medio (\bar{d}). Los modelos seleccionados para las tarifas de cubicación, tanto de árbol individual como de rodal se muestran a continuación (Tabla 6.3).

Tabla 6.3. Modelos analizados para las tarifas de cubicación.

Modelo	Tarifas de árbol individual	Modelo	Nivel de información	Tarifas de rodal
M1	$v = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$	M1	Alto	$V = b_0 \cdot t^{b_1} \cdot G^{b_2} \cdot \bar{h}^{b_3}$
M2	$v = b_0 \cdot d_n^2 \cdot h_t^{b_1}$	M2	Alto	$V = b_0 \cdot t^{b_1} \cdot G^{b_2} \cdot \bar{d}^{b_3}$
M3	$v = b_0 \cdot d_n^2 \cdot h_t$	M3	Medio	$V = b_0 \cdot N^{b_1} \cdot G^{b_2} \cdot H_0^{b_3} \cdot d_0^{b_4}$
M4	$v = b_0 + b_1 \cdot d_n^{b_2} \cdot h_t^{b_3}$	M4	Medio	$V = b_0 \cdot N^{b_1} \cdot G^{b_2} \cdot d_0^{b_3}$
M5	$v = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \cdot h_{b1c}^{b_3}$	M5	Medio	$V = b_0 \cdot N^{b_1} \cdot G^{b_2} \cdot H_0^{b_3}$
M6	$v = b_0 \cdot d_n^2 \cdot h_t^{b_1} \cdot h_{b1c}^{b_2}$	M6	Medio	$V = b_0 \cdot G^{b_1} \cdot H_0^{b_2}$
M7	$v = b_0 + b_1 \cdot d_n^{b_2} \cdot h_t^{b_3} \cdot h_{b1c}^{b_4}$	M7	Medio	$V = b_0 \cdot G^{b_1} \cdot d_0^{b_2}$
M8	$v = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_{b1c}^{b_2}$	M8	Medio	$V = b_0 \cdot G^{b_1} \cdot N^{b_2}$
M9	$v = b_0 \cdot d_{sc}^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$	M9	Bajo	$V = b_0 \cdot N^{b_1} \cdot H_0^{b_2} \cdot d_0^{b_3}$
		M10	Bajo	$V = b_0 \cdot N^{b_1} \cdot H_0^{b_2}$
		M11	Bajo	$V = b_0 \cdot N^{b_1} \cdot d_0^{b_3}$

Nota: v es el volumen (m^3 /pie), b_0, b_1, b_2, \dots son los parámetros a determinar, d_n es el diámetro normal (cm), h_t es la altura total (m), h_{b1c} es la altura de copa viva (m) y d_{sc} es el diámetro normal sin corteza (cm), V es el volumen de rodal (m^3 /ha), G es el área basimétrica del rodal (m^2 /ha), H_0 es la altura dominante del rodal (m), N es la densidad del rodal (pies/ha), \bar{h} es la altura media del rodal (m), t es la edad del rodal (años) y d_0 es el diámetro dominante del rodal (cm).

6.2.2.2. Ecuaciones de biomasa

Los modelos para predicción de biomasa generalmente se basan en relaciones alométricas entre la biomasa y una o más variables de árbol (Zianis y Mencuccini, 2004), por lo que se empleó este modelo como base del estudio, de forma análoga a lo realizado en diversos trabajos de biomasa para diferentes especies (Madgwick, 1983; Ter-Mikaelian y Korzukhin, 1997; Snowdon et al., 2001), y particularmente para especies del género *Eucalyptus spp* (Brañas et al., 2000a; Bi et al., 2004; António et al., 2007; Pérez-Cruzado et al., 2011), aunque su aplicación en biomasa se remonta a 1944 por Kittredge (Satoo y Madgwick, 1982, p. 23).

Diferentes autores indican que una ecuación basada en el diámetro normal (d_n) es suficiente (Ter-Mikaelian y Korzukhin, 1997; Verwijst y Telenius, 1999; Brown, 2002), pero sin embargo otros han encontrado mejoras en los modelos al introducir la variable altura total (h_t), sobre todo en biomasa de fuste y no sólo para *E. globulus* (Loomis et al., 1966; Reed y Tome, 1998; António et al., 2007; Ruiz-Peinado et al., 2011, Ruiz-Peinado et al., 2012), por lo que inicialmente se ajustaron modelos que incluyen ambas variables para todas las fracciones en que se divide el árbol.

Dada la gran cantidad de variables medidas en los árboles tipo, se decidió probar también modelos que incluyesen algunas de ellas, aunque no siempre están disponibles en cualquier inventario, pero sin embargo resulta interesante establecer el margen de mejora que puedan suponer respecto del empleo de las variables clásicas. De todas las variables recopiladas a nivel de árbol individual, no todas fueron incluidas en todas las fracciones, ya que un análisis exploratorio indicó que algunas podrían no tener ningún tipo de relación con la fracción que se pretende estimar.

Por último, se probaron modelos alométricos con expansión del parámetro que acompaña al diámetro normal, por ser la variable que mejor se relaciona con la biomasa. Este procedimiento se desarrolla teniendo en cuenta los resultados obtenidos por António et al. (2007), donde se observan tendencias en los valores de los parámetros en función del estado de desarrollo de la masa. Los mejores modelos para ecuaciones independientes se muestran directamente ajustados en la Tabla 6.16, en el apartado 6.3.4 de resultados de ecuaciones de biomasa de árbol individual de este capítulo.

Para el ajuste de sistemas de ecuaciones aditivas de biomasa, tanto de árbol individual como de rodal, se seleccionaron las variables más sencillas de obtener, para facilitar su empleo. Así, para árbol individual sólo interviene el diámetro normal (d_n , cm) y/o la altura total (h_t , m), mientras que para estimaciones a nivel de rodal se emplearon las variables área basimétrica (G , m²/ha) y/o altura dominante (H_0 , m). La forma de las ecuaciones se muestra en las Tablas 6.4 y 6.5.

Tabla 6.4. Sistemas de ecuaciones aditivas ajustadas para biomasa de árbol individual.

Modelo	Fracción	Expresión
Sistema completo Árbol individual	Hojas	$w_l = b_0 \cdot d_n^{b_1}$
	Ramillos	$w_t = b_0 \cdot d_n^{b_1}$
	Ramas gruesas + finas	$w_{br} = b_0 \cdot d_n^{b_1}$
	Madera	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$
	Corteza	$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$
	Total	$w_{tot} = w_l + w_t + w_{br} + w_w + w_b$
Sistema reducido Árbol individual	Hojas (ec. indep.)	$w_l = d_n^{b_0 - b_1 \cdot c_1} \cdot h_t^{b_2}$
	Ramas	$w_{br} = b_0 \cdot d_n^{b_1}$
	Madera	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$
	Corteza	$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$
	Total	$w_{tot} = w_l + w_{br} + w_w + w_b$

Nota: w es la biomasa de la fracción considerada para el árbol individual (kg/pie) (subíndices: l = hojas; t = ramillos; br = ramas; w : madera; b = corteza; tot = total), b_0, b_1, b_2, \dots , son los parámetros a determinar, d_n es el diámetro normal (cm), h_t es la altura total del árbol (m).

Tabla 6.5. Sistema de ecuaciones aditivas ajustadas para biomasa de rodal.

Modelo	Fracción	Expresión
Sistema de rodal	Hojas	$W_l = b_0 \cdot G^{b_1}$
	Ramillos	$W_t = b_0 \cdot G^{b_1}$
	Ramas gruesas + finas	$W_{br} = b_0 \cdot G^{b_1}$
	Madera	$W_w = b_0 \cdot G^{b_1} \cdot H_0^{b_2}$
	Corteza	$W_b = b_0 \cdot G^{b_1} \cdot H_0^{b_2}$
	Total	$W_{tot} = W_l + W_t + W_{br} + W_w + W_b$

Nota: W es la biomasa de la fracción considerada para el rodal (kg/ha) (subíndices: l = hojas; t = ramillos; br = ramas; w : madera; b = corteza; tot = total), b_0, b_1, b_2, \dots , son los parámetros a determinar, G es el área basimétrica del rodal (m^2/ha), H_0 es la altura dominante del rodal (m).

6.2.2.3. Función de desagregación

Existe una gran diversidad de funciones paramétricas que se pueden utilizar potencialmente para la modelización de la distribución diamétrica de una masa, tales como la A de Charlier, Normal, Beta, Gamma, S_B de Johnson o Weibull.

Bailey y Dell (1973) emplearon por primera vez la denominada función Weibull (Weibull, 1951) en el ámbito forestal, presentada por Fisher y Tippet (1928), y obtenida posteriormente de forma independiente en 1939 por Weibull en ensayos de resistencia de materiales. Esta función posee una serie de propiedades deseables para modelizar distribuciones diamétricas (Bailey y Dell, 1973; Knoebel et al., 1986; Castilla y Prieto, 1992; Álvarez et al., 2002):

- Es muy flexible, es decir, es capaz de reflejar el amplio rango de formas que puede tomar una distribución diametral.
- Los parámetros de la función pueden relacionarse de forma sencilla con variables características de la forma y de la localización de la distribución, y variar según lo hacen las características de la masa.
- La integración de la función de densidad es sencilla, con lo que se puede obtener fácilmente la proporción de masa menor o mayor que un determinado diámetro.
- Se relaciona fácilmente con los datos observados empleando los estimadores de los parámetros adecuados.

La expresión de esta función de densidad es la siguiente:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)} \quad [6.4]$$

donde x es la variable aleatoria, a es un parámetro de situación que define el origen de la función, b un parámetro de escala y c un parámetro de forma que es el responsable de la asimetría de la función. Todos estos parámetros toman valores mayores o iguales que cero y según su variación la función de Weibull presenta formas muy diversas.

Si $c = 1$, la función de Weibull coincide con la distribución exponencial; si $1 < c < 3,6$ la distribución presenta asimetría positiva; si $c = 3,6$ se aproxima a la distribución normal; y si $c > 3,6$ presenta asimetría negativa.

En el caso de que se asigne un valor cero al parámetro de situación a , se obtiene la denominada función de densidad de Weibull biparamétrica (de dos parámetros), que toma la siguiente expresión:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x}{b}\right)} \quad [6.5]$$

La ecuación que se ha empleado para realizar el ajuste de las distribuciones de frecuencias relativas acumuladas se obtiene integrando la expresión [6.4], cuya expresión matemática es la siguiente:

$$F(x) = \int_0^x \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \cdot dx = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad [6.6]$$

siendo $F(x)$ la función de distribución de Weibull con la que se obtiene la frecuencia relativa acumulada de árboles con un diámetro menor o igual a x .

Como ya se comentó, antes de obtener los parámetros de una función de distribución, es necesario ajustar modelos de diámetro medio aritmético (\bar{d}) a partir de variables de estado del rodal. Los modelos seleccionados para predicción del diámetro medio aritmético se muestran en la Tabla 6.6, tomados de Diéguez-Aranda *et al.* (2009) todos ellos y de la forma mostrada en la siguiente expresión:

$$\bar{d} = d_g - \exp(X, \beta) \quad [6.7]$$

Tabla 6.6. Modelos ajustados para la predicción de diámetro medio aritmético.

Modelo	Expresión
M1	$\bar{d} = d_g - \exp(b_0 + b_1 \cdot H_0 + b_2 \cdot t)$
M2	$\bar{d} = d_g - \exp(b_0 + b_1 \cdot H_0 + b_2 / t)$
M3	$\bar{d} = d_g - \exp(b_0 + b_1 \cdot H_0 + b_2 \cdot N)$
M4	$\bar{d} = d_g - \exp(b_0 + b_1 \cdot IS + b_2 \cdot t)$
M5	$\bar{d} = d_g - \exp(b_0 + b_1 \cdot IS + b_2 \cdot t + b_3 \cdot N)$
M6	$\bar{d} = d_g - \exp(b_0 + b_1 \cdot H_0)$

Nota: \bar{d} es el diámetro medio aritmético (cm), d_g es el diámetro medio cuadrático (cm), b_0, b_1, b_2, \dots , son los parámetros a determinar, t es la edad (años), H_0 es la altura dominante (m), N es el número de pies por hectárea (pies/ha) e IS es el índice de sitio (m).

6.2.3. Ajuste de modelos

En el Anexo II (Análisis estadístico) se exponen los fundamentos básicos de cada tipo de ajuste, abordando ahora las particularidades de cada uno de ellos.

6.2.3.1. Tarifas de cubicación

En el ajuste de tarifas de cubicación es común que la dispersión de los residuos de las regresiones por mínimos cuadrados (OLS) tienda a aumentar con los valores predichos, apareciendo un caso típico de heterocedasticidad (falta de homogeneidad en la varianza del error). Para corregir este efecto se puede optar por transformar las variables (tomando logaritmos en ambos términos de la expresión), o mediante regresión ponderada (Parresol, 1999).

En este caso se optó por emplear regresión ponderada, para lo cual se asoció a cada observación un peso igual a la inversa de la varianza de su error, $1/\sigma^2$, durante el proceso de ajuste. Siguiendo a Neter et al. (1996), se empleó una función potencial del tipo:

$$\sigma_i^2 = X_i^k \quad [6.8]$$

donde se debe determinar el valor del exponente k . Para ello se utilizó la metodología propuesta por Park (1966), que consiste en emplear los errores del modelo ajustado sin pesos, $\hat{\epsilon}_i$, como variable dependiente en el modelo potencial de varianza del error, es decir:

$$\hat{e}_i^2 = \gamma \cdot X_i^k \quad [6.9]$$

o bien:

$$\text{Ln}\hat{e}_i^2 = \text{Ln}\gamma + k \cdot \text{Ln}X_i \quad [6.10]$$

donde γ es una constante y la variable X toma diferentes valores en función de las variables del modelo ajustado, siendo los factores de ponderación resultantes de la forma $1/X^k$ con $X = d, h, d \cdot h$, etc., para tarifas de árbol individual, o $X = G, H_0, G \cdot H_0$, etc., para tarifas de rodal.

Para tratar de identificar diferencias entre materiales de reproducción (brinzales, clones F0 y clones F1), suelos (granitos o esquistos/pizarras) y promotor (individual o empresa) se ajustaron modelos usando la metodología de variables *dummy*. Esta metodología consiste en la expansión de los parámetros a_i del modelo de la siguiente forma general:

$$a_{ij} + a_{i,j+1} \cdot I_r \quad [6.11]$$

donde a_{ij} son los parámetros del modelo e I_r identifica las diferencias de una muestra dividida en dos grupos, como es en el caso de tratar de identificar diferencias entre tipos de suelos o entre brinzales y clones (éstos en un único grupo).

En el caso de los materiales de reproducción, en el que la muestra se puede dividir en tres grupos, la expresión general de cada uno de los parámetros a_i expandidos es la siguiente:

$$a_{ij} + a_{i,j+1} \cdot I_r + a_{i,j+2} \cdot I_s \quad [6.12]$$

donde a_{ij} son los parámetros del modelo e I_r e I_s identifican las diferencias de una muestra dividida en tres grupos.

Asociado a cada ajuste con variables *dummy* se emplearon dos test generalmente utilizados para caracterizar diferencias entre regiones geográficas (Álvarez-González et al., 2005b; Calama et al., 2003; Huang et al., 2000) y así poder evaluar la necesidad de desarrollar modelos específicos. Esos test fueron el test L de Lakkis-Jones (Khattree y Naik, 1999) y el estadístico F^* de la “suma de cuadrados no lineal” (Bates y Watts, 1988). Para testar los resultados de los ajustes iniciales de las tarifas de cubicación individual y asegurar la validez del resto del procedimiento se aplicó el test F (Montgomery y Peck, 1992).

El ajuste de tarifas de cubicación se llevó a cabo por mínimos cuadrados (OLS) para la selección de modelos, y por mínimos cuadrados ponderados (WLS) cuando la varianza del error de los modelos seleccionados presentó heterocedasticidad, empleando la función `nls` del software R (R Core Team, 2014).

6.2.3.2. Ecuaciones de biomasa

El ajuste de sistemas de ecuaciones de biomasa se basó en la técnica de ajuste simultáneo de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SUR), aunque existen otras metodologías que también permiten cumplir con la aditividad y obtener resultados similares (Tomé et al., 2001; Dong et al., 2015). No obstante, antes de ajustar un determinado sistema de ecuaciones, y siguiendo a Baskerville (1972), se realizó un análisis exploratorio de la varianza de las diferentes fracciones de biomasa según las diferentes clases diamétricas. En dicho análisis se observó que dicha varianza no era constante, por lo que el autor recomienda el ajuste de sistemas de ecuaciones linealizadas (empleando logaritmos). En estos casos, además, se debe considerar que la conversión de las estimaciones logarítmicas insesgadas de la media y la varianza de nuevo a unidades aritméticas no es directa. Esto resulta del hecho de que si la distribución del $\ln(Y)$ (observado) para una X_i (variable independiente) dada es normal, la distribución de Y puede no ser normal y además será sesgada. De hecho, si la distribución es normal en forma logarítmica, la solución de la ecuación linealizada para una X_i y la determinación del antilogaritmo de $\ln(Y_i)$ proporcionan la mediana de la distribución aritmética sesgada en lugar de la media (Finney, 1941; Brownlee, 1967). Para la corrección del sesgo de las estimaciones, Brownlee (1967) propuso emplear la siguiente expresión:

$$\hat{Y} = \exp\left(\hat{\mu} + \frac{\sigma^2}{2}\right) \quad [6.13]$$

o lo que es lo mismo:

$$\hat{Y} = \exp(\hat{\mu}) \cdot \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) = \exp(\ln(Y)_{est}) \cdot \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \quad [6.14]$$

donde \hat{Y} es el valor predicho deshaciendo la transformación logarítmica, $\hat{\mu}$ es el valor estimado para $\ln(Y)$ denotado por $\ln(Y)_{est}$, y σ^2 es la varianza del error.

Por otra parte, aunque no existieron diferencias significativas entre materiales de reproducción para el volumen, sí se analizaron las posibles diferencias que pudieran existir en las variables $w_{w.rel}$, $w_{b.rel}$, $w_{br.rel}$, $c_{l.rel}$, $d_{ap.ma}$, $d_{ap.tr}$, $d_{bas.ma}$ y $d_{bas.tr}$, empleando test estadísticos de normalidad (Shapiro-Wilk, 1965) y test de comparación de medias (test t ,

test de Wilcoxon y test de Kruskal-Wallis) (ver Anexo I. Notación, y Anexo II. Análisis estadístico).

Para los modelos independientes de biomasa de corteza y madera de árbol individual, además, se aplicó el proceso de *cross validation*. Para ello se realizaron divisiones de la muestra original, manteniendo un 70% de los datos para el ajuste y un 30% para la validación, y se estableció como criterio de selección el mejor REMC promedio para todas las iteraciones de cada modelo. En ambas fracciones se realizaron 1000 divisiones de la muestra, o iteraciones, sobre los mejores modelos seleccionados en fases previas de ajuste.

El ajuste de sistemas aditivos de biomasa se llevó a cabo por regresión aparentemente no relacionada (SUR), empleado la función `nlsystemfit` del software R (R Core Team, 2014).

6.2.3.3. Función de desagregación

En este trabajo se empleó el valor de $a = 0$ (función Weibull biparamétrica), ya que ajustes previos para predicción del diámetro mínimo no resultaron en predicciones aceptables ($R^2 = 0,25$). Wang y Baker (2007) obtuvieron ajustes del diámetro mínimo superiores ($R^2 = 0,55$) para *Eucalyptus globulus*. García-Guemes et al. (2002) o Palahí et al. (2007) emplearon $a = 0$, mientras Gorgoso et al. (2012) testaron $a = 0$, $a = d_{min}$, $a = 0,5 \cdot d_{min}$ y el estimador de Zanakis (1979), obteniendo los mejores resultados con la función Weibull biparamétrica ($a = 0$). Por otra parte, Condés (1997) señala que los ajustes con la función Weibull biparamétrica no alcanzan la precisión adecuada cuando se trata de modelizar la distribución diamétrica de parcelas con diámetros medios elevados, pero esta situación raramente se presenta en *Eucalyptus globulus* en turnos de celulosa, siendo el diámetro medio para los datos empleados entre 12 y 16 años de 14,99 cm.

6.2.4. Comparación de distribuciones por materiales de reproducción

Con el fin de analizar la estructura de las distribuciones diamétricas en cada material de reproducción se calculó un índice que indica la forma de la curva en cada parcela. Dicho índice, denominado genéricamente índice de forma de la curva (*ifc*), elaborado para analizar la amplitud diamétrica en cada material de reproducción, es la relación entre la máxima frecuencia relativa observada en cada parcela y el rango de su distribución, cuya expresión es la siguiente:

$$ifc = \frac{\max(F(x))_i}{(d_{\max} - d_{\min})_i} \quad [6.15]$$

donde $\max (F(x))_i$ es la máxima frecuencia relativa observada en la parcela i y d_{max} y d_{min} son los diámetros extremos de la distribución de la parcela i . Este índice no tiene en cuenta una distribución de referencia; simplemente muestra, para un rango de valores, su grado de concentración. Puesto que no se instalaron parcelas de todos los materiales de reproducción en todas las edades, la comparación de este índice se limitó al rango de edad en el que están presentes todos ellos, hasta un máximo de 10 años.

6.2.5. Comparación de modelos

Como se expuso en el apartado 3.5 (Evaluación de modelos), la comparación de modelos se basó en los estadísticos de ajuste R^2 , REMC y E , y en el análisis gráfico de los residuos (e_i) frente a los valores predichos (\hat{y}_i) y de éstos frente a los observados (y_i).

6.3. Resultados

6.3.1. Tarifas de cubicación de árbol individual

En la Tabla 6.7 se muestra el resultado de la estimación de los parámetros y los estadísticos del ajuste de los modelos analizados, para la selección de la tarifa de cubicación de árbol individual con corteza.

En los modelos que contienen término independiente (M4 y M7) dicho parámetro no resultó significativo, quedando descartados aquellos modelos que carecen de sentido biológico. A excepción del modelo M8, que incluye el diámetro normal (d_n) y la altura de copa (h_{blc}), el resto obtuvieron estadísticos muy similares, con pequeñas diferencias, con $R^2 > 0,993$. El REMC, que fue menor de $0,012 \text{ m}^3$ para estos modelos, correspondió al 6,4 y el 4,8% del volumen medio de todos los árboles inventariados entre 14 a 16 y 14 a 23 años respectivamente, siendo estos intervalos en los que se sitúa el momento de la corta en Galicia (Álvarez-González et al, 2005a).

El modelo con mejores estadísticos y con todos los parámetros significativos fue el M1, el mismo que se utilizó en las tarifas existentes hasta la fecha en Galicia para *Eucalyptus globulus* (Diéguez-Aranda et al., 2009), también empleado por Tomé et al. (2007) en Portugal, incluso para tarifas sin corteza, y uno de los mejores en el ajuste de diferentes modelos realizados por Idoiagabeitia y Fernández-Manso (2001) para la especie en Vizcaya. También Bi (1994) empleó este mismo modelo para seis especies diferentes de eucaliptos (*E. cypellocarpa*, *E. fastigiata*, *E. nitens*, *E. obliqua*, *E. radiata* y *E. viminalis*). A su vez, es el modelo que contiene las variables más frecuentemente tomadas en cualquier inventario (diámetro normal d_n y altura total h_t), lo que supone una ventaja frente a resultados que hubiesen requerido otras variables más difíciles de obtener

como el diámetro normal sin corteza (d_{sc}), o bien de localización subjetiva como la altura de copa (h_{blc}).

Tabla 6.7. Resultados del ajuste para los modelos de tarifas de cubicación con corteza de árbol individual.

Modelo	Parámetros					Ajuste		
	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	R^2	REMC	E
M1	$3,236 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	1,896 ($<0,001$)	1,1106 ($<0,001$)			0,9936	0,0116	-0,001
M2	$3,019 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)		1,030 ($<0,001$)			0,9932	0,0119	0,000
M3	$3,309 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)					0,9932	0,0119	-0,000
M4	$-2,425 \cdot 10^{-3}$ (0,352)	$3,697 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	1,873 ($<0,001$)	1,094 ($<0,001$)		0,9936	0,0116	0,000
M5	$3,26 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	1,899 ($<0,001$)	1,098 ($<0,001$)	$8,957 \cdot 10^{-3}$ (0,825)		0,9935	0,0116	-0,001
M6	$3,107 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	$9,952 \cdot 10^{-1}$ ($<0,001$)	0,02915 (0,474)			0,9932	0,0119	0,000
M7	$-2,405 \cdot 10^{-3}$ (0,359)	$3,716 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	1,875 ($<0,001$)	1,084 ($<0,001$)	$7,3 \cdot 10^{-3}$ (0,856)	0,9935	0,0117	0,000
M8	$9,524 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	2,255 ($<0,001$)	0,4608 ($<0,001$)			0,9772	0,0219	-0,001
M9	$3,554 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	1,87597 ($<0,001$)	1,159 ($<0,001$)			0,9924	0,0125	-0,001

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Tras seleccionar el modelo M1 como el mejor de la fase de ajuste, se realizaron posteriores ajustes con variables *dummy* para comprobar si existían diferencias en las muestras en función de los diferentes materiales de reproducción y en función de los distintos suelos de procedencia, y por tanto proponer un modelo completo (considerando esas diferencias) o bien uno reducido. Entre ambas opciones resultó mejor el modelo que crea diferencias según el tipo de suelo, con $R^2 = 0,9942$ y $REMC = 0,0109$, que mejoran los valores obtenidos en el ajuste inicial. Respecto a los parámetros, para el caso de los materiales de reproducción únicamente el parámetro que acompañó al diámetro normal (d_n), y sólo para los clones F0, fue significativamente diferente de cero al nivel de $\alpha = 5\%$. En el caso del modelo en función del suelo sólo fueron significativamente diferentes de cero los parámetros que acompañaron a la variable de la altura (h_t), con valores 1,204 (p -valor $< 0,0001$) para pizarras y 0,917 (p -valor $< 0,001$) para granitos. Los posteriores resultados de los test F^* (suma extra de cuadrados no lineal) y L (Lakkis-Jones) para cada uno de los supuestos iniciales, habiendo fijado el nivel de significación al $\alpha = 5\%$, indicaron que no sería necesario elaborar modelos diferentes según los diferentes materiales de reproducción (F^* con p -valor = 0,228; L con p -valor = 0,182).

En el caso del tipo de suelo, pareció necesario proseguir con el análisis de un modelo completo, habiendo una mejora del 14,3% en la suma de cuadrados del error (SSE). El

posterior análisis gráfico de los residuos de este modelo reveló una marcada heterocedasticidad, por lo que fue ajustado mediante regresión ponderada y expandiendo sólo el parámetro que había resultado significativo en el ajuste inicial (b_2). En esta ocasión, el parámetro expandido dejó de ser significativamente diferente de cero ($p\text{-valor} > \alpha = 0,05$), por lo que finalmente se retomó el modelo reducido como la mejor opción.

Al igual que para el caso del modelo completo, el análisis gráfico de residuos también indicó que éstos eran heterocedásticos, por lo que finalmente se ajustó un modelo con peso = $1/(d_n \cdot h_n)^{2,1113}$. En la Tabla 6.8 se muestran los resultados de este ajuste, con $R^2 = 0,993$ y REMC = 0,012, habiendo desaparecido la ligera sobrestimación del ajuste inicial, siendo los valores predichos muy similares a los valores observados en todo el intervalos de predicción (Figura 6.3).

Tabla 6.8. Resultados del ajuste con pesos para volumen individual con corteza.

Modelo	Parámetros			Ajuste		
	b_0	b_1	b_2	R^2	REMC	E
M1	$2,993 \cdot 10^{-5}$ ($<0,001$)	1,973 ($<0,001$)	1,060 ($<0,001$)	0,9933	0,012	0,000

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Dichos estadísticos fueron comparados con los que generó el modelo disponible hasta la fecha (Diéguez-Aranda et al., 2009) sobre los datos de partida, con REMC = 0,015 y $E = -0,001$. Los valores de los estadísticos de este modelo, aunque inferiores al ajustado en este trabajo, se consideran igualmente válidos teniendo en cuenta que se desarrolló a partir de datos de árboles apeados en turno, sólo procedentes de semilla, de dos localizaciones distintas y con menor volumen de datos por árbol, si bien la muestra era de 165 árboles (mayor que los 87 empleados en esta ocasión). Además, este modelo permite calcular volúmenes por destinos comerciales, ya que consta también de una función de perfil compatible.

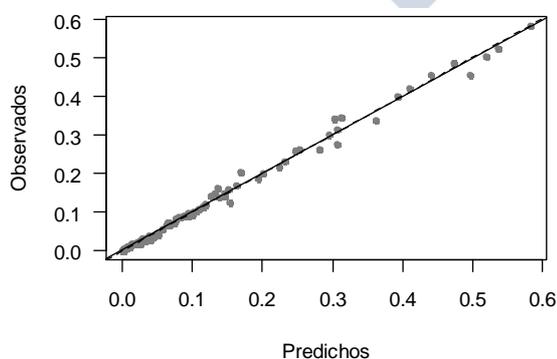


Figura 6.3. Gráficos de valores observados frente a valores predichos para el modelo de volumen individual con corteza (m^3/pie).

En el caso del volumen individual sin corteza, el mejor modelo en la fase de selección también resultó ser el M1. Al igual que para el caso del volumen con corteza, se realizaron ajustes de modelos completos y reducidos para los mismos casos de estudio (materiales de reproducción y suelos). Si bien en el caso de los materiales de reproducción ningún parámetro del ajuste fue significativamente diferente de cero, en el caso de los tipos de suelo los dos parámetros b_1 y b_2 , que acompañan a d_n y h_t respectivamente, sí lo fueron. Igualmente fue necesario un ajuste con regresión ponderada, ya que los residuos del modelo completo fueron heterocedásticos, pero al contrario que en el caso del volumen con corteza, los parámetros expandidos siguieron siendo significativamente diferentes de cero para un nivel de probabilidad del 95%.

El resultado de los test F^* y L realizados fue diferente según el test aplicado, no siendo necesario desarrollar modelos según el test F^* (p -valor = 0,054) pero sí según el test L (p -valor = 0,043), por lo que se consideró que sería necesario otro contraste. Así, se compararon los estadísticos del modelo completo para suelos con los del modelo reducido, ajustados ambos con pesos, siendo el factor de ponderación empleado para el modelo reducido $1/(d_n \cdot h_t)^{2,2575}$. En la Tabla 6.9 se muestra el resultado del ajuste de ambos modelos.

Tabla 6.9. Resultados del ajuste con pesos para volumen individual sin corteza.

Modelo	Parámetros					Ajuste		
	b_0	b_{10}	b_{11}	b_{20}	b_{21}	R^2	REMC	E
M1 reducido	$2,0944 \cdot 10^{-5}$ (<0,001)	1,997 (<0,001)		1,101 (<0,001)		0,9902	0,0122	-0,000
M1 completo	$2,018 \cdot 10^{-5}$ (<0,001)	1,761 (<0,001)	0,3031256 (0,012)	1,343 (<0,001)	-0,2931 (0,016)	0,9899	0,0123	-0,001

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

El modelo reducido, o independiente de la muestra, ofreció mejores resultados que un modelo que tiene en cuenta el tipo de suelo. Este resultado coincidió con otro contraste empleado, que fue el ajuste de modelos de volumen de corteza donde la expansión de los parámetros no resultó significativa para ninguno de los factores estudiados (materiales de reproducción y suelo).

Tampoco el ajuste de un modelo de volumen de corteza a partir de una relación directa de esta misma variable con el volumen con corteza se consideró adecuado, ya que supondría asumir que el porcentaje de corteza es fijo para todas las edades, cuando se pudo comprobar que éste disminuye con el aumento de las dimensiones del árbol. En la Figura 6.4 se muestra el gráfico de valores observados frente a valores predichos, y al igual que en caso del volumen con corteza, se considera que hay buena distribución de los valores presentados.

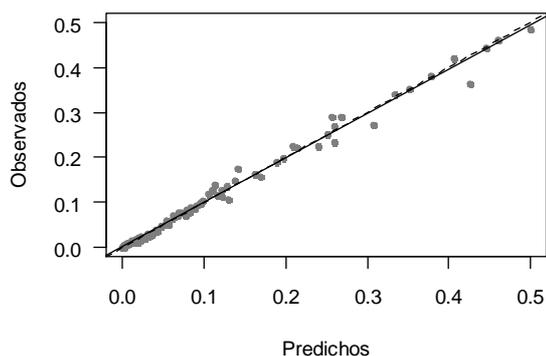


Figura 6.4. Gráficos de valores observados frente a valores predichos para el modelo de volumen individual sin corteza (m^3/pie).

6.3.2. Tarifas de cubicación de rodal

Como se ha indicado en el apartado anterior, en el caso de las tarifas de árbol individual no se encontraron diferencias entre los materiales de reproducción, y por esa razón el análisis para las tarifas de rodal se centró únicamente en la selección del mejor modelo.

En la Tabla 6.10 se muestra el resultado de los ajustes para volumen de rodal con corteza. A excepción de los modelos M7 y M11, el resto de los modelos obtuvieron todos sus parámetros significativos al nivel de probabilidad del 95%. De forma general, los modelos con un nivel de información medio ofrecieron los mejores estadísticos, y las mejores variables fueron la densidad (N), el área basimétrica (G), la altura dominante (H_0) y el diámetro dominante (d_0), lo que coincide con los resultados de la selección de variables por *stepwise* mediante la función `stepAIC` del software R (R Core Team, 2014). Cabe destacar que la edad (t), dato que habitualmente es conocido *a priori* por el promotor, siempre fue una variable acompañada por parámetros significativamente diferentes de cero, pero sin embargo ninguno de los modelos en los que se incluyó fue el mejor.

De todos los modelos ajustados, el mejor R^2 correspondió al modelo M3 (0,9973), y también el REMC fue el más bajo ($5,56 \text{ m}^3/\text{ha}$), aunque respecto al $E = -0,3098$, tres modelos obtuvieron menores valores absolutos (M1, M5 y M6), pero sólo uno de ellos (M1) estuvo del lado de la subestimación. Para dicho modelo (M3), se realizó un análisis de correlación entre las variables, con la función `cor.test` del software R (R Core Team, 2014), y se comprobó que ésta era muy alta entre d_0 y el resto de variables ($> 0,9$). Por otra parte, la mejora que se produce por introducir la variable d_0 es muy pequeña. Finalmente se seleccionó como mejor modelo el M5, que sólo depende de las variables que se proyectan en el modelo dinámico (N , G y H_0) y cuyos estadísticos de ajuste fueron muy similares a los del modelo M3.

Tabla 6.10: Resultados del ajuste de selección de modelos para los modelos de tarifas de cubicación de rodal con corteza.

Modelo	Parámetros					Ajuste		
	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	R^2	REMC	E
M1	0,5048 (<0,001)	0,1419 (<0,001)	1,186 (<0,001)	0,6674 (<0,001)		0,9910	10,15	0,299
M2	0,7257 (<0,001)	0,1954 (<0,001)	1,472 (<0,001)	0,2016 (<0,001)		0,9805	14,97	0,820
M3	1,084 (<0,001)	-0,09951 (<0,001)	1,173 (<0,001)	0,7990 (<0,001)	-0,08421 (<0,001)	0,9973	5,56	-0,310
M4	1,262 (<0,001)	-0,09203 (0,00)	1,549 (<0,001)	0,2768 (<0,001)		0,9809	14,78	0,920
M5	0,7931 (<0,001)	-0,07017 (<0,001)	1,144 (<0,001)	0,7763 (<0,001)		0,9972	5,67	-0,260
M6	0,4563 (<0,001)	1,116 (<0,001)	0,824 (<0,001)			0,9966	6,23	-0,262
M7	0,5421 (0,359)	1,486 (<0,001)	0,402 (<0,001)			0,9804	14,99	0,976
M8	3,895 (<0,001)	1,701 (<0,001)	-0,1942 (<0,001)			0,9796	15,29	0,929
M9	0,006484 (0,013)	0,3596 (<0,001)	1,651 (<0,001)	0,8001 (<0,001)		0,9433	25,51	-0,800
M10	0,08009 (0,00)	0,1148 (0,00)	2,203 (<0,001)			0,9263	29,08	-1,780
M11	0,0008364 (0,102)	0,5883 (<0,001)	2,567 (<0,001)			0,8356	43,45	0,334

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Dado que en los datos existen dos nubes de puntos muy diferenciadas, la mayor de ellas por debajo de 400 m³/ha, y otra con tan solo 8 datos por encima de los 500 m³/ha, se realizó un calibrado del parámetro (factor) b_0 del modelo. Para ello se emplearon sólo las parcelas por encima de los 450 m³/ha (en la mitad del intervalo), expandiendo dicho parámetro con un modelo lineal dependiente de la densidad (N) como variable mejor relacionada analítica y gráficamente. La forma del parámetro tiene la siguiente expresión:

$$b_0 = a_0 + a_1 \cdot N \quad [6.16]$$

La mejora que supuso este reajuste del parámetro b_0 quedó reflejada en los estadísticos del modelo de volumen con $R^2 = 0,9978$, REMC = 4,97 y $E = -0,123$, por lo que se consideró adecuado el desarrollo de un modelo que tuviese diferentes parámetros en función del volumen por hectárea. Para emplear este modelo, el volumen deberá ser evaluado inicialmente con el modelo para volúmenes inferiores a 450 m³/ha, y si el resultado es superior a ese límite se deberá emplear el modelo para volúmenes superiores. Tras la selección de un modelo elaborado para todos los datos, éste fue

reajustado con pesos $(1/(G \cdot H_0)^{1,5322})$ ya que se detectó heterocedasticidad en los residuos del primer ajuste, haciendo también el calibrado del parámetro b_0 posteriormente.

En la Tabla 6.11 se muestra el resultado del ajuste definitivo del modelo de cubicación de rodal para volumen con corteza, situando el REMC por debajo de los 5 m³/ha. En la Figura 6.5 se muestran los gráficos de valores predichos para el modelo ajustado con pesos, con y sin calibración. Si bien los valores se ajustan a la recta 1:1 para valores bajos, se detecta mayor dispersión y desviación del lado de la sobrestimación para volúmenes altos en el modelo sin calibrar. La dispersión en los valores > 450 m³/ha se redujo en el modelo calibrado, aportando seguridad en la estimación de volúmenes en rodales de calidades altas por encima de los 15 años.

Tabla 6.11. Resultados del ajuste con pesos y calibración para el modelo de tarifa de cubicación de rodal con corteza.

Modelo	Parámetros						Ajuste		
	a_0	a_1	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	REMC	E
$V_{cc} < 450\text{m}^3/\text{ha}$	-	-	0,6234 (<0,001)	1,108 (<0,001)	0,8642 (<0,001)	-0,0598 (<0,001)	0,998	4,76	0,352
$V_{cc} > 450\text{m}^3/\text{ha}$	0,7263 (<0,001)	-1,312·10 ⁻⁴ (0,00)	-	1,108 (<0,001)	0,8642 (<0,001)	-0,0598 (<0,001)			

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

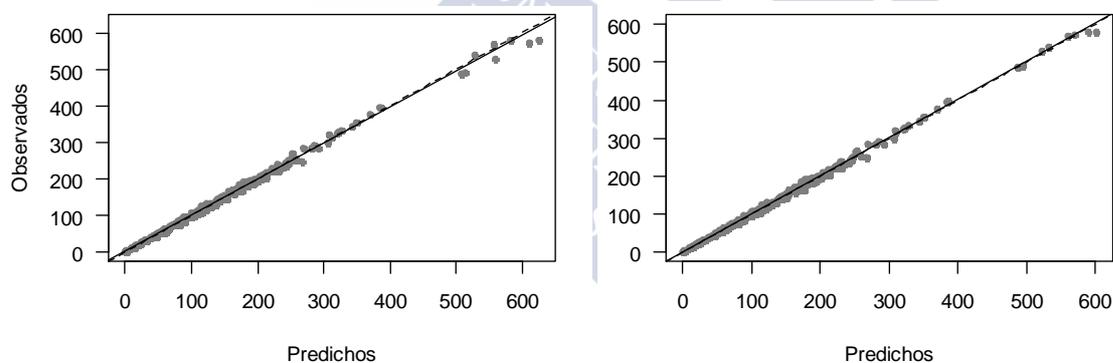


Figura 6.5. Gráficos de valores observados frente a valores predichos para el modelo de volumen de rodal con corteza sin calibrar (izquierda) y calibrado (derecha).

El análisis de las tarifas de cubicación de rodal sin corteza se centró en la comparación de los tres mejores modelos para el caso de volumen de rodal con corteza. De forma análoga al caso de las tarifas con corteza, se consideró que el mejor modelo fue el M5, aunque no obtuvo los mejores R^2 (0,9971) y REMC (4,97). También este modelo resultó heterocedástico, por lo que fue ajustado con pesos $(1/G^{2,3571})$ para corregir dicho comportamiento, y al igual que el modelo de cubicación con corteza, se calibró el parámetro b_0 para las parcelas con volumen con corteza mayor de 450 m³/ha, cuyos

resultados se muestran en la Tabla 6.12. La relación de corteza en este tipo de rodales se situó en el 12,7%, por lo que el valor límite de volumen sin corteza sería de 393 m³/ha.

Tabla 6.12. Resultados del ajuste con pesos y calibración para el modelo de tarifa de cubicación de rodal sin corteza.

Modelo	Parámetros						Ajuste		
	a_0	a_1	b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	REMC	E
$V_{sc} < 450\text{m}^3/\text{ha}$	-	-	0,5136 (<0,001)	1,120 (<0,001)	0,8961 (<0,001)	-0,0754 (<0,001)	0,998	4,18	0,353
$V_{sc} > 450\text{m}^3/\text{ha}$	0,6025 (<0,001)	-1,106·10 ⁻⁴ (0,00)	-	1,120 (<0,001)	0,8961 (<0,001)	-0,0754 (<0,001)			

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

En la Figura 6.6 se muestran los gráficos de valores predichos del modelo ajustado con pesos, para el cual se obtiene una menor dispersión en los valores más altos, al igual que para las tarifas de rodal con corteza, cuando se compara el modelo calibrado con el modelo sin calibrar.

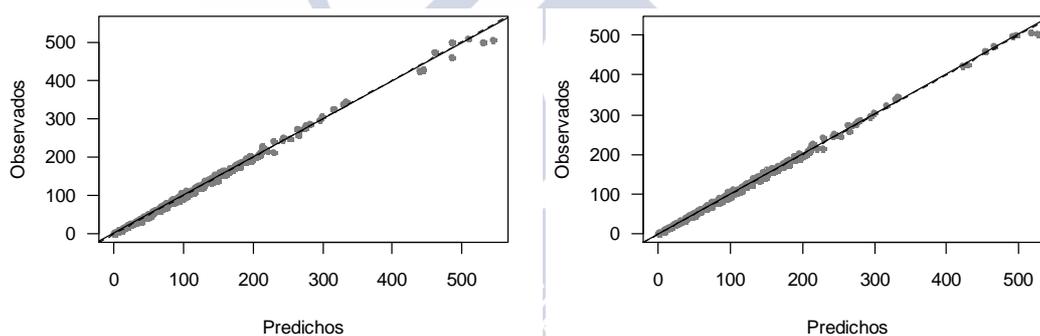


Figura 6.6. Gráficos de valores observados frente a valores predichos para el modelo de volumen de rodal sin corteza sin calibrar (izquierda) y calibrado (derecha).

Aunque no existen tarifas de rodal sin corteza en Galicia, García y Ruiz (2003) desarrollaron una tarifa de cubicación de rodal con corteza para masas de eucalipto en la región, empleando un modelo lineal que incluía H_0 y G , previamente empleado por Beekhuis (1966). Dicho modelo fue modificado y ajustado incluyendo un término que incluía la densidad (N), lo que supuso una mejora del 36% del error estándar ($ES = \sigma_i/\sqrt{n}$). De forma similar, también se redujo el ES en el modelo seleccionado (M5) frente al mismo modelo formulado sin dicha variable (M6), de 0,351 a 0,322. Sin embargo, comparando los ajustes por regresión ponderada, el ES se redujo de 0,348 en el modelo sin calibrar hasta 0,269 en el modelo calibrado con N , lo que supone una mejora del 22,7%. Para el caso de las tarifas sin corteza ajustada con pesos, el ES del modelo se redujo de 0,3 en el modelo sin calibrar a 0,237 en el modelo calibrado (el 21%). Tomé et al. (2001) emplearon el mismo modelo ajustado (M5) sin calibrar y sustituyendo N por t , obteniendo una eficiencia del modelo muy alta (MEF = 0,998).

6.3.3. Características de la madera y pruebas de predicción en peso

A partir de los resultados del test de normalidad, la posterior comparación de las siguientes variables por materiales de reproducción se basó en el test t para muestras distribuidas normalmente, y en el test de Wilcoxon para muestras con distribuciones diferentes (o no distribuidas según la normal): biomasa de madera relativa respecto a biomasa total ($w_{w.rel}$), biomasa de corteza relativa respecto a la biomasa total ($w_{b.rel}$), biomasa de fracciones relativa respecto a la biomasa total ($w_{br.rel}$), longitud de copa relativa respecto a la altura total ($c_{l.rel}$) empleando la muestra completa de árboles; y densidad aparente de la madera de la troza ($d_{ap.ma}$), densidad aparente de la troza incluyendo corteza ($d_{ap.tr}$), densidad básica de la madera de la troza ($d_{bas.ma}$) y densidad básica de la troza incluyendo corteza ($d_{bas.tr}$) empleado las dos muestras de trozas de brinzales según edad máxima y las de clones (Tabla 3.4, apartado 3.3.2).

En las tablas 6.13 y 6.14 se muestran los resultados de los test de comparación para las diferentes variables referentes a biomasa relativa de fracciones y densidades en verde y básica (kg/m^3). De forma general, los clones son similares entre sí, no pudiendo rechazarse la hipótesis nula de igualdad en ninguno de los casos. Se encontraron diferencias entre el clon F0 y brinzal en todas las variables excepto para las distintas densidades cuando se empleó la muestra de brinzal con edad máxima de 17 años. Los test entre el clon F1 y brinzal indicaron que las variables biomasa relativa de madera y corteza son similares ($p\text{-valor} = 0,106$ para $w_{w.rel}$ y $p\text{-valor} = 0,079$ para $w_{b.rel}$) y también la densidad básica de la madera ($p\text{-valor} = 0,059$), pero sólo para la muestra de brinzal de mayor edad, existiendo diferencias en el resto de los casos.

Tabla 6.13. Resultados del test t para diferentes variables de árbol individual por materiales de reproducción.

Test comparación – t de Student				
Variable	Mat. rep 1 ; Mat. rep 2	$t (\mu_1 ; \mu_2)$	$p\text{-valor} (\alpha = 0,05)$	$H_0 : \mu_1 = \mu_2$
$w_{w.rel}$	Clon F0 ; Clon F1	0,022 (0,675 ; 0,674)	0,983	SI
$w_{b.rel}$	Brinzal ; Clon F1	1,79 (0,106 ; 0,095)	0,079	SI
$w_{br.rel}$	Clon F0 ; Clon F1	0,056 (0,232 ; 0,230)	0,956	SI
$c_{l.rel}$	Clon F0 ; Clon F1	-1,658 (0,365 ; 0,419)	0,103	SI
$d_{ap.ma}$	Brinzal ² ; Clon F0	-2,29 (1110 ; 1145)	0,023	NO
$d_{ap.tr}$	Brinzal ² ; Clon F0	-2,29 (1100 ; 1131)	0,024	NO
$d_{bas.ma}$	Brinzal ¹ ; Clon F0	0,012 (557,2 ; 557,1)	0,991	SI
	Brinzal ² ; Clon F0	-4,91 (513,1 ; 557,1)	<0,001	NO
$d_{bas.tr}$	Brinzal ² ; Clon F0	-8,01 (489,2 ; 557,1)	<0,001	NO

¹ muestra de brinzal completa (edad máxima 17 años); ² muestra de brinzal parcial (edad máxima 10 años)

Tabla 6.14. Resultados del test de Wilcoxon para diferentes variables de árbol individual por materiales de reproducción.

Test comparación – Wilcoxon				
Variable	Mat. rep 1 ; Mat rep 2	$W (\mu_1 - \mu_2)$	p -valor ($\alpha = 0,05$)	$H_0 : \mu_1 = \mu_2$
$W_{w.rel}$	Brinzal ; Clon F0	550 (0,047)	0,044	NO
	Brinzal ; Clon F1	525 (0,044)	0,106	SI
$W_{b.rel}$	Brinzal ; Clon F0	559 (0,0107)	0,031	NO
	Clon F0 ; Clon F1	370 (-0,003)	0,439	SI
$W_{br.rel}$	Brinzal ; Clon F0	265 (-0,061)	0,015	NO
	Brinzal ; Clon F1	283 (-0,057)	0,032	NO
$c_{l.rel}$	Brinzal ; Clon F0	255 (-0,093)	0,001	NO
	Brinzal ; Clon F1	197 (-0,137)	0,000	NO
$d_{ap.ma}$	Brinzal ¹ ; Clon F0	6216 (-21,19)	0,076	SI
	Brinzal ¹ ; Clon F1	6496 (-24,37)	0,034	NO
	Brinzal ² ; Clon F1	1666 (-34,18)	0,038	NO
	Clon F0 ; Clon F1	2679 (-5,08)	0,726	SI
$d_{ap.tr}$	Brinzal ¹ ; Clon F0	6218 (-19,66)	0,077	SI
	Brinzal ¹ ; Clon F1	6514 (-21,39)	0,041	NO
	Brinzal ² ; Clon F1	1673 (-27,62)	0,040	NO
	Clon F0 ; Clon F1	2729 (-2,33)	0,870	SI
$d_{bas.ma}$	Brinzal ¹ ; Clon F1	8870 (16,82)	0,059	SI
	Brinzal ² ; Clon F1	1605 (-24,15)	0,018	NO
	Clon F0 ; Clon F1	3165 (17,69)	0,136	SI
$d_{bas.tr}$	Brinzal ¹ ; Clon F0	6958 (-3,67)	0,630	SI
	Brinzal ¹ ; Clon F1	8987 (19,93)	0,037	NO
	Brinzal ² ; Clon F1	1637 (-19,64)	0,026	NO
	Clon F0 ; Clon F1	3252 (17,93)	0,068	SI

¹ muestra de brinzal completa (edad máxima 17 años); ² muestra de brinzal parcial (edad máxima 10 años)

Estos resultados permiten aplicar el procedimiento mencionado para el cálculo de pesos en verde, usando una densidad media más específica para brinzales y otra para los clones (Tabla 3.4, apartado 3.3.2. Variables de árbol individual). También, según los

resultados de densidad básica, se deberían obtener mayores rendimientos en biomasa a igualdad de condiciones para masas clonales frente a masas procedentes de semilla. Como dato obtenido de las trozas analizadas, la densidad básica de madera mostró un valor para el clon F0 de 557,1 kg/m³, seguido del clon F1 con un valor de 545,3 kg/m³, siendo la madera de brinzal la que presentó menor densidad básica con 513,1 kg/m³.

Finalmente se aplicó el test Kruskal-Wallis para comparación de más de dos muestras, con el fin de establecer un criterio final conjunto, cuyos resultados se muestran en la Tabla 6.15. A partir de estos test se observaron diferencias significativas entre los materiales de reproducción para el conjunto de ramas, reflejado en las variables $w_{br.rel}$ y $c_{l.rel}$ (p -valor = 0,031 y p -valor = 0,001 respectivamente), y para la densidad básica de madera $d_{bas.ma}$ (p -valor = <0,001). Teniendo en cuenta a su vez los resultados de los test anteriores, se podrían establecer dos grupos para tener en cuenta estos resultados en la modelización de biomasa: por un lado los brinzales y por otro los clones.

Tabla 6.15. Resultados del test Kruskal–Wallis para diferentes variables de árbol individual por materiales de reproducción

Test comparación – Kruskal-Wallis			
Variable	K	p -valor ($\alpha = 0,05$)	$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$
$w_{w.rel}$	4,448	0,083	SI
$w_{b.rel}$	4,9695	0,083	SI
$w_{br.rel}$	6,9797	0,031	NO
$c_{l.rel}$	14,1089	0,001	NO
$d_{ap.ma}^1$	5,91	0,052	SI
$d_{ap.tr}^1$	5,77	0,055	SI
$d_{bas.ma}^1$	3,79	0,150	SI
$d_{bas.tr}^1$	5,02	0,081	SI
$d_{ap.ma}^2$	5,15	0,076	SI
$d_{ap.tr}^2$	4,99	0,082	SI
$d_{bas.ma}^2$	17,50	0,000	NO
$d_{bas.tr}^2$	18,09	0,000	NO

¹muestra de brinzal completa (edad máxima 17 años); ²muestra de brinzal parcial (edad máxima 10 años)

En los test para la fracción compuesta por ramas de todos los tamaños y las hojas, existieron diferencias significativas entre los materiales de reproducción, por lo que inicialmente deberían ser objeto de diferenciación en los modelos. Por esta razón se realizaron ajustes con variables *dummy* para esta fracción, identificando dos grupos en la

muestra: por un lado la muestra de brinzal y por otro la muestra compuesta por ambos clones, siendo el modelo testado de la forma $w_{br} = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$. El primer ajuste indicó que la expansión del parámetro b_0 no era significativamente diferente de cero para $\alpha = 0,05$, por lo que se reajustó el modelo, expandiendo b_1 y b_2 . El resultado indicó que la expansión del parámetro b_2 dejó de ser significativa, y así sucesivamente hasta que finalmente se concluyó que el modelo reducido (sin identificar grupos) era el único con todos los parámetros significativos.

Por otra parte, y ya que los test indicaron que la densidad básica en la madera de clones es mayor, entonces se deberían obtener mayores valores de biomasa en clones que en brinzales para un mismo diámetro. No obstante, se considera que existen limitaciones en este trabajo, ya que el muestreo destructivo no fue diseñado para la estimación de la densidad, sino para la estimación de biomasa. En un análisis, se realizó un ajuste de modelos alométricos sencillos, relacionando la biomasa de madera con el diámetro, sin tener en cuenta otras variables. El primer ajuste (*ajuste1*) consistió en un modelo para cada uno de los tres materiales de reproducción con todos los datos. El segundo ajuste (*ajuste2*) consistió también en un ajuste para cada material de reproducción, pero limitando la edad máxima observada de brinzales a la de los clones (muestra más joven), que fue de 10 años. Por último se agruparon los clones, ajustando un modelo para clones y otro para brinzales (*ajuste3*), además de mantener esta muestra en la misma edad máxima (10 años).

En la Figura 6.7 se muestran las predicciones de los modelos ajustados, y las correspondientes densidades básicas de las muestras del ajuste. En el primer ajuste se observa que, si bien es esperable que las curvas generadas para clones estén por encima, dada la mayor densidad básica de la madera, al ser la muestra más joven y, por tanto, menos densa, aun no se ha producido dicho efecto. En el segundo y tercer ajuste se igualan las predicciones, pero se debe tener en cuenta que la edad media de brinzales era ligeramente inferior a la edad media en clones, por lo que tampoco se puede asegurar, a partir de estos ajustes, que los clones presenten mayor densidad básica cuando se emplean todas las trozas para el ajuste.

Analizando las densidades para la misma edad máxima, se comprobó que se muestrearon diámetros mayores en las masas clonales, siendo masas de mayores densidades medias ($N = 1140$ pies/ha en clones frente a $N = 1070$ pies/ha en brinzales). Si bien no existieron diferencias respecto de la biomasa de madera a nivel de árbol individual, tanto las diferencias en densidad básica como estos ajustes indican que es esperable, pero no demostrable con total seguridad a partir de los datos, una mayor producción en biomasa, y posiblemente un mayor crecimiento en diámetro, para masas clonales frente a brinzales de igual edad.

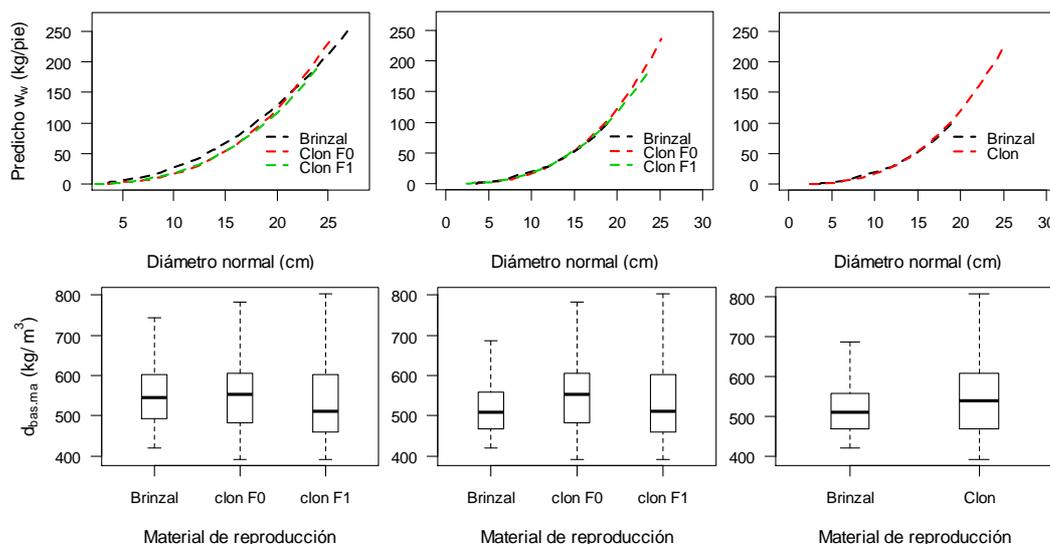


Figura 6.7. Arriba: Predicciones de los modelos de biomasa de madera (w_w , kg/pie) por materiales de reproducción; Debajo: Densidad básica de madera ($d_{bas.ma}$, kg/m³) para las muestras de ajuste. De izquierda a derecha: *ajuste1*, *ajuste2* y *ajuste3*.

A partir de estos resultados, y aunque las curvas elaboradas empleando modelos por separado son similares, se ajustó una ecuación de biomasa con variables *dummy* para diferenciar madera de brinzal de madera clonal dentro del sistema aditivo completo. Los errores de este modelo fueron superiores a los de los modelos presentados más adelante en la Tabla 6.18, por lo que no se consideró oportuno, para los datos de partida, emplear ecuaciones diferentes. Se asume que estos resultados están condicionados por la falta de datos de árboles tipo clonales entre los 10 y los 17 años (máximo muestreo para brinzal), a pesar de tener estados dimensionales similares y una cantidad de datos bastante equilibrada entre las muestras.

Por otra parte, y como validación de las tarifas de cubicación de árbol individual y de los resultados de densidad en verde, se probó el método de estimación de pesos en verde en dos aprovechamientos de montes privados para los que se tuvo la oportunidad de realizar predicciones:

1.- El primer aprovechamiento correspondió a un monte de brinzal de 0,63 ha y 40 años, en el cual se montaron dos parcelas de 350 y 500 m² durante el primer inventario. La estimación final, obtenida como el volumen con corteza multiplicado por una densidad de 1,150 t/m³ (estimada a partir de la muestra completa de trozas) y por unas pérdidas estimadas de humedad del 10%, sólo pudo ser comparada con la cifra de venta final, pagada al precio de 32 €/t. El resultado final estimado fue de 18 870 €, siendo pagados al vendedor 18 900 €, lo cual resulta en una diferencia de 30 € por defecto (error del 0,16%).

2.- En el segundo caso, se realizó una estimación para un aprovechamiento de 25 ha de brinzal, en el que se montaron seis parcelas de muestreo de 200 m², dos para cada una de las tres diferentes calidades identificadas en la visita de campo. Para las estimaciones

se emplearon la misma densidad verde estimada y las mismas pérdidas de humedad que en el caso anterior. La cifra obtenida, 5871 toneladas, pudo ser comparadas con los pesajes en báscula del comprador, que fueron de 3293 toneladas de madera descortezada y 2154 toneladas con corteza. Se estimó el porcentaje de corteza para la masa a partir de las tarifas con y sin corteza, y su volumen fue sumado al volumen de la madera extraída sin corteza, resultado finalmente 5842 toneladas con corteza, habiendo una diferencia final de 29 toneladas por exceso (error del 0,49%).

En el momento de realización de la primera prueba aún no se había ajustado la tarifa de rodal, por lo que necesariamente se calcularon los volúmenes a partir de cubicaciones individuales transformadas a la hectárea posteriormente. En el segundo caso se siguió el mismo procedimiento, pero además se emplearon las tarifas de rodal (con muestra no definitiva) para comparar el resultado. En este caso, el resultado estimado con las tarifas de rodal fue de 5933 toneladas, lo que supondría un error por exceso de 91 toneladas, lo que triplica el error de la estimación pie a pie, si bien sigue siendo un error bajo. Así, se considera que las tarifas de rodal son realistas, siendo aconsejable el inventario pie a pie en los momentos de mayor trascendencia, como el período de establecimiento de la masa (1 a 3 años), la edad de referencia (7 años), el momento aproximado del turno según máxima renta en volumen o biomasa (12-15 años) o el momento de la corta más allá del turno.

Parte de la importancia de estas pruebas radica no sólo en las predicciones del modelo, sino que facilita la localización de rodales de propiedad privada de edades superiores a los 15 años, lo cual también es indicativo del tipo de inversión que supone un eucaliptal. El propietario privado no sólo busca una especie que de ingresos altos, además alarga el turno bajo el criterio de la oferta que satisface sus estimaciones o necesidades momentáneas. Esto está alejado del máximo rendimiento financiero, principalmente por falta de gestión (Díaz-Balteiro, 2008).

6.3.4. Ecuaciones de biomasa de árbol individual

En la Tabla 6.16 se muestra el resultado del ajuste independiente (sin aditividad) de las mejores ecuaciones para cada una de las fracciones del árbol. Todos los parámetros fueron significativamente diferentes de cero para $\alpha = 0,05$, obteniendo los mejores valores de los estadísticos con modelos que incluyeron variables poco frecuentes. Así, se obtuvieron como variables útiles la longitud de copa (c_l) para predicción de biomasa de hojas y el espesor de corteza a la altura normal (e_{cn}) para predicción de biomasa en madera y corteza. En esta fase se realizó una validación cruzada, o *cross validation*, para las fracciones de corteza y madera, centrado en el análisis de pocas variables combinadas de distintas maneras. El resultado indicó que los modelos expuestos en la Tabla 6.16 fueron seleccionados en más del 40% de las ocasiones frente a otros modelos más sencillos (Tabla 6.17).

Para la predicción de biomasa de hojas se presenta, además de la mejor ecuación (denotada como Hojas¹), el modelo que incluyó la variable defoliación (*def*) (denotado por Hojas²). A pesar de ser una variable de medición subjetiva, mejoró el modelo que sólo incluía d_n y h_t . Sin embargo, la variable c_l parece ser mejor para cuantificar la biomasa foliar. Esta variable, además de ofrecer una medida que varía con las dimensiones del árbol y la edad, está condicionada por la propia defoliación. De cualquier forma, para un inventario diamétrico en el que no se disponga de los datos de longitudes de copa se podría emplear el modelo que incluye la defoliación, usando un valor de *def* establecido visualmente. Como se comentó, la defoliación es mayor en los árboles en luz, por lo que la asignación de la defoliación debe considerar al menos dos estados diferentes en el rodal, diferenciando el grado de defoliación de los pies sumergidos por un lado y el de los intermedios y dominantes por otro. En el caso de las masas gallegas, la defoliación podría ser el factor de mayor influencia en la dificultad para mejorar las estimaciones a nivel de biomasa en las fracciones terminales.

Tabla 6.16. Resultados del ajuste de modelos de biomasa de árbol individual sin aditividad.

Fracción	Modelo	Parámetros				Ajuste	
		b_0	b_1	b_2	b_3	R^2	REMC
Hojas ¹	$w_l = d_n^{b_0 - b_1 \cdot c_l} \cdot h_t^{b_2}$	2,395 (<0,001)	-0,031 (<0,001)	-2,032 (<0,001)		0,6893	1,89
Hojas ²	$w_l = d_n^{b_0 - b_1 \cdot def} \cdot h_t^{b_2}$	2,914 (<0,001)	0,04186 (0,019)	-2,306 (<0,001)		0,6467	2,01
Ramillos	$w_l = b_0 \cdot d_{sc}^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$	0,0613 (0,046)	3,181 (<0,001)	-1,823 (<0,001)		0,7572	0,68
R. gruesas + finas	$w_{br} = b_0 \cdot d_n^{b_1}$	0,0838 (0,00)	1,601 (<0,001)			0,7810	2,15
Madera	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1 - b_2 \cdot e_{cn}} \cdot h_t^{b_2}$	0,0089 (<0,001)	1,982 (<0,001)	0,0339 (0,00)	1,222 (<0,001)	0,9863	7,71
Corteza	$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \cdot e^{b_3}$	0,0296 (0,00)	1,438 (<0,001)	0,6524 (<0,001)	0,6567 (<0,001)	0,9728	1,32
Total	$w_{tot} = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \cdot d_b^{b_3}$	0,0268 (0,00)	1,640 (<0,001)	0,8938 (<0,001)	0,3311 (0,010)	0,9887	8,64

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Tabla 6.17. Resultados de *cross validation* para modelos de biomasa de corteza y biomasa de madera de árboles individuales.

Modelo biomasa corteza	veces mejor REMC	Modelo biomasa madera	veces mejor REMC
$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \cdot e_{cn}^{b_3}$	435	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1 - b_2 \cdot e_{cn}} \cdot h_t^{b_2}$	436
$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot e_{cn}^{b_2}$	230	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \cdot d_b^{b_3}$	257
$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1 - b_2 \cdot e_{cn}} \cdot h_t^{b_3}$	213	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$	219
$w_b = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2}$	122	$w_w = b_0 \cdot d_n^{b_1} \cdot h_t^{b_2} \cdot h_{blc}^{b_3}$	88

António et al. (2007) observaron que la inclusión de variables de copa para predicción de la fracción de hojas en *E. globulus* implicaba una mejora del 29% de la suma de cuadrados del error (SSE). En este trabajo, la inclusión de c_l en el modelo de hojas supuso una mejora del 17,83% del SSE, pero no así para las ramas, para las que António et al. (2007) obtuvieron una mejora el 19% en dicha fracción. En este sentido, los resultados obtenidos por António et al. (2007) no concuerdan para las fracciones menores (ramas y hojas), a pesar de que c_l informa sobre las dimensiones relativas a la copa aportando mejoras sobre los modelos (Carvalho y Parresol, 2003). La alta variabilidad de las fracciones menores se ve afectada por dos circunstancias principales: a veces no existen las ramas gruesas y los daños por defoliación afectan de forma importante a la cantidad de ramillos y, sobre todo, de hojas.

Para la estimación de biomasa de madera y de corteza, la inclusión de la variable espesor de corteza (e_{cn}) supuso una mejora de las estimaciones, sobre todo, y como era de esperar, en el caso de la corteza. A partir de los resultados de estos ajustes (biomasa de madera y corteza) se comprobó mediante el test de Wilcoxon si existían diferencias en la relación e_{cn}/d_n para cada material de reproducción. El resultado indicó que los clones mantienen similitud (p -valor = 0,9191) mientras ambos son diferentes a los brinzales (p -valor = 0,02 brinzal frente a clon F0; p -valor = 0,03 brinzal frente a clon F1). De esta forma, cuando los parámetros estimados por variables *dummy* para separar los materiales de reproducción no resultaron significativos, un modelo que incluya e_{cn} como variable explicativa podría ofrecer estimaciones más específicas, sin tener que separar las muestras para el ajuste. Wei y Borralho (1997) encontraron en un estudio sobre *Eucalyptus urophylla* que el grosor de corteza y el grosor de corteza relativo tienen alta heredabilidad¹ ($h^2 = 0,45$ y $h^2 = 0,40$ respectivamente), mientras López et al. (2002) indican un valor medio ($h^2 = 0,32$) para la corteza de *Eucalyptus globulus*. Se debe tener

¹ Heredabilidad: definida según la FAO como la proporción de la variación fenotípica para un carácter cuantitativo en un medio ambiente determinado que es debida a la variación genética. Se considera que una heredabilidad $h^2 > 0,3$ es elevada.

en cuenta que la medición de esta variable (e_{cn}) no resulta tan sencilla como la obtención de los diámetros o las alturas.

En la Tabla 6.18 se muestran los resultados del ajuste de los dos sistemas de ecuaciones de biomasa de árbol individual planteados inicialmente. Todos los parámetros fueron significativamente diferentes de cero al nivel de significación del 5%. El sistema completo de árbol individual fue el empleado para las posteriores estimaciones de todas las fracciones por separado a nivel de rodal, ya que los porcentajes de carbono descritos para la especie (Brañas et al., 2000a) están definidos para cada fracción y no por agrupaciones más simplistas, pudiendo realizar estimaciones más específicas de carbono para cada fracción a nivel de rodal. Además, los valores de los estadísticos de ajuste indican que el modelo completo puede ser empleado sin incrementar el error en biomasa total de forma importante (REMC = 9,74 kg frente a REMC = 9,30 kg del modelo reducido). A su vez, el valor de REMC para la biomasa total de elementos lignificados, excluyendo las hojas, fue de 9 kg. La comparación de estas ecuaciones con los estadísticos del ajuste de sistemas aditivos (Tabla 6.19) indica que la mejora en cada fracción al emplear modelos más complejos puede ser muy importante, si bien no se asegura la minimización del error para la biomasa total. Aunque es visible el aumento en la variabilidad explicada por las ecuaciones independientes respecto del sistema aditivo completo, en el caso de la biomasa de madera, donde se considera más importante la estimación, las diferencias son menores del 5%.

Tabla 6.18. Resultados del ajuste de sistemas aditivos de biomasa de árbol individual.

Modelo	Sesgo	Fact. correc. <i>K</i>	Parámetros			Ajuste	
	Fracción		b_0	b_1	b_2	R^2	REMC
Sistema completo	Hojas	1,332	exp (-2,616) (<0,001)	1,356 (<0,001)		0,5992	2,14
	Ramillos	1,163	exp (-3,375) (<0,001)	1,379 (<0,001)		0,6147	0,87
	R. gruesas + finas	1,139	exp (-3,433) (<0,001)	1,928 (<0,001)		0,6946	2,55
	Madera	1,013	exp (-4,365) (<0,001)	1,801 (<0,001)	1,244 (<0,001)	0,9851	8,06
	Corteza	1,028	exp (-4,977) (<0,001)	2,037 (<0,001)	0,4996 (<0,001)	0,9241	2,20
	Total					0,9856	9,74
Sistema reducido	Hojas		2,398 (<0,001)	-0,03099 (<0,001)	-2,032 (<0,001)	0,6893	1,89
	Ramas	1,097	exp (-2,757) (<0,001)	1,75 (<0,001)		0,7944	2,64
	Madera	1,013	exp (-4,302) (<0,001)	1,899 (<0,001)	1,126 (<0,001)	0,9849	8,09
	Corteza	1,028	exp (-4,879) (<0,001)	2,081 (<0,001)	0,4225 (0,004)	0,9223	2,23
		Total					0,9869

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Tabla 6.19. Mejoras en porcentaje para los ajustes de biomasa individual con ecuaciones independientes.

Fracción	Hojas	Ramillos	Ramas	Madera	Corteza	Total
Mejora REMC (%)	11,68	21,83	15,68	4,30	40,00	11,29

Atendiendo a las ramas gruesas, Ruiz-Peinado et al. (2011) hicieron distintas agrupaciones y/o restricciones para esta fracción en diferentes especies de frondosas, siendo incluida en una fracción junto con el fuste para *E. globulus*, manteniendo niveles de MEF = 0,97. Pérez-Cruzado y Rodríguez-Soalleiro (2011) testaron además de la longitud de copa (c_l) otras variables de copa en sistemas de ecuaciones aditivas para *E. nitens* en Galicia, y no se justificaron las mejoras para las fracciones menores ya que se incrementaron los errores en las fracciones de mayor representación e importancia (biomasa de madera y biomasa total). Álvarez-González et al. (2005a) emplearon variables de rodal para ajustar un sistema aditivo en *E. globulus*, pero sólo se presentó mejor ajuste para la fracción de ramas finas ($R^2 = 0,80$), aunque en esta tesis se agruparon con la fracción de ramas gruesas. En un ajuste previo por separado se obtuvo el mismo valor ($R^2 = 0,80$), empleando como variables explicativas d_n y c_l , pero el valor de REMC se pudo reducir hasta un 60% al considerarlas como una única fracción.

Los resultados mejoran los errores obtenidos por Brañas et al. (2000a) para todas las fracciones, pero la diferencia respecto a los errores obtenidos por Álvarez-González et al. (2005a) es mucho mayor. Respecto a estos trabajos, el aumento en la intensidad del muestreo destructivo realizado en esta ocasión supuso la principal mejora, aunque se debe tener en cuenta que la variabilidad explicada por el modelo en cada fracción no es muy diferente. En un trabajo de biomasa individual para 13 especies de eucaliptos en Australia, Bi et al. (2004) desarrollaron sistemas aditivos, haciendo una reducción de la fracción de ramas similar a la que se presenta en el modelo reducido en este estudio. Para nueve de esas especies se obtuvieron coeficientes de determinación $R^2 > 0,9$ en la fracción conjunta de ramas. Otra opción de agrupación de las fracciones es la que se presenta en Ruiz-Peinado et al. (2012), agregando la fracción de ramas gruesas al fuste, ajustando las ramas finas por separado y agregando las hojas a los ramillos, consiguiendo valores de R^2 de 0,97, 0,86 y 0,83 respectivamente, si bien los errores fueron del orden de los obtenidos por Álvarez-González et al. (2005a). En la Figura 6.8 se muestran los gráficos de residuos frente a valores predichos para el sistema completo de biomasa de árbol individual. Los residuos no muestran tendencias, por lo que no se consideró necesario el empleo de regresión ponderada.

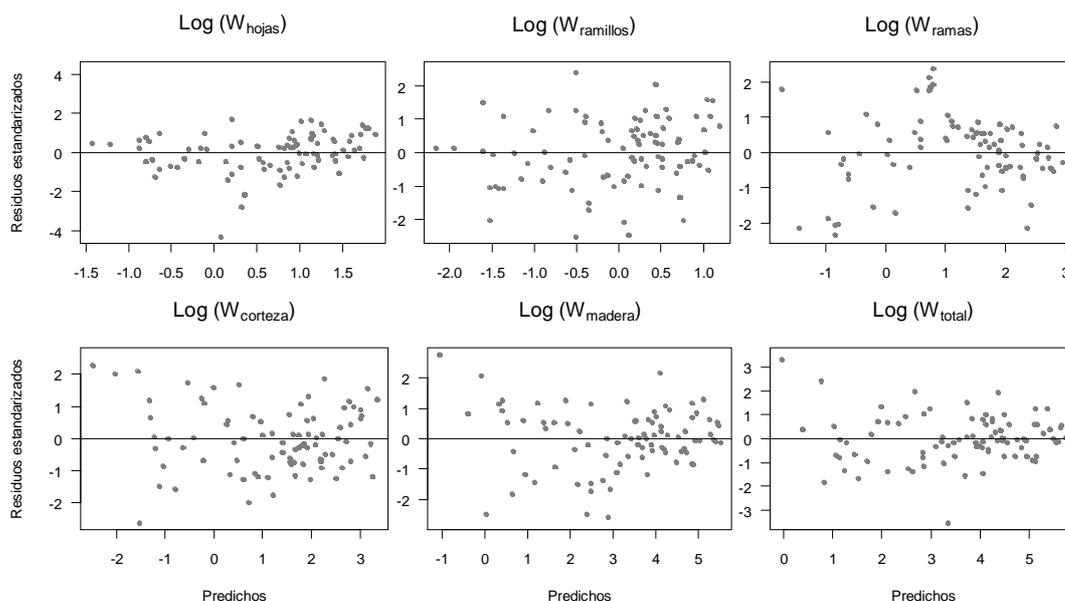


Figura 6.8. Gráficos de residuos frente a valores predichos en forma logarítmica para el sistema de biomasa de árbol individual, W = biomasa en kg/pie.

6.3.5. Ecuaciones de biomasa de rodal

En la Tabla 6.20 se muestran los resultados del ajuste del sistema de biomasa de rodal. Todos los parámetros fueron significativos al nivel de confianza del 5%, obteniendo coeficientes de determinación superiores a 0,94 en todas las fracciones, siendo buenos resultados para las fracciones menores (hojas y ramas de todos los tamaños), con mayor variabilidad.

En la Figura 6.9 se muestra el gráfico de valores observados frente a valores predichos para el sistema de ecuaciones de biomasa de rodal. A pesar de las mejoras en el ajuste de las fracciones terminales (hojas y ramillos) en comparación con el ajuste de árbol individual, se sigue detectando una gran dispersión de las predicciones en torno a la recta 1:1. Si bien esto es reflejo de la gran variabilidad de estas fracciones, el sesgo a nivel de rodal para todas las predicciones fue prácticamente inexistente. Las fracciones con mayor peso e importancia (madera y corteza) presentaron una baja dispersión en torno a la recta 1:1, pero sin embargo se detectó subestimación para valores elevados, siendo una consecuencia de menor importancia que la sobrestimación (Satoo y Madgwick, 1982, p. 24).

Tabla 6.20. Resultados del ajuste de los sistemas de ecuaciones aditivas para la estimación de biomasa de rodal.

Modelo	Fracción	Factor correcc. sesgo	Parámetros			Ajuste	
		K	b_0	b_1	b_2	R^2	REMC
Sistema completo Rodal	Hojas	1,003	exp (6,288) (<0,001)	0,6724 (<0,001)		0,9480	284,4
	Ramillos	1,003	exp (5,431) (<0,001)	0,6809 (<0,001)		0,9529	119,4
	R. gruesas + finas	1,0001	exp (6,068) (<0,001)	0,9581 (<0,001)		0,9995	63,71
	Madera	1,001	exp (5,060) (<0,001)	1,001 (<0,001)	1,018 (<0,001)	0,9947	3589
	Corteza	1,001	exp (4,607) (<0,001)	1,012 (<0,001)	0,4641 (<0,001)	0,9972	240,0
	Total					0,9955	3942

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

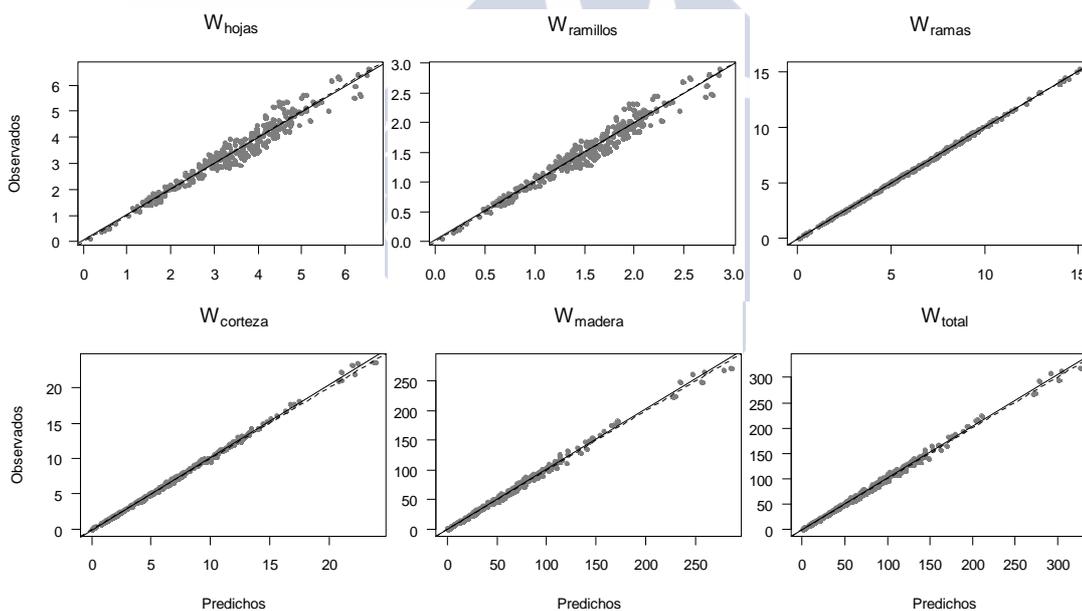


Figura 6.9. Gráfico de valores observados frente a valores predichos para los modelos de biomasa de rodal (t/ha).

En referencia a modelos de rodal, Tomé et al. (2001) realizaron un único ajuste de biomasa para el modelo GLOBULUS 2.1, que fue una ecuación de biomasa total. Para el resto de fracciones ajustaron ecuaciones de proporción para el fuste en la biomasa total, proporción de la corteza en el fuste y proporción de las hojas en la copa. De esa manera, la biomasa de madera y de ramas la obtuvieron por simple diferencia entre salidas de las

ecuaciones ajustadas, obteniendo un error medio cuadrático o $EMC = 121,01$ ($REMC = 11$), lo que significa casi triplicar el error del sistema ajustado en este trabajo. Posteriormente, Tomé et al. (2006) ajustaron un sistema aditivo de rodal para el modelo GLOBULUS 3.0, como mejora frente al sistema anterior, si bien no indican sus estadísticos de ajuste. De este modelo se seleccionó la ecuación de biomasa de madera, y ésta fue aplicada sobre los datos de partida de esta tesis, obteniendo valores de $R^2 = 0,97$, $REMC = 8,6$ t/ha y $E = 5,6$ t/ha, considerándose aceptables. Se debe tener en cuenta que este modelo de biomasa emplea todas las variables de estado del rodal (H_0 , N , G , t e IS), estando definida t_{ref} en 10 años. Por tanto, se cambió el dato IS obtenido con el modelo desarrollado por el resultante de aplicar la clasificación del modelo GLOBULUS 3.0.

Para utilizar en Galicia este modelo portugués sería necesario que existiesen datos fiables de estaciones meteorológicas cercanas a las parcelas, pero como se comprobó durante la recopilación de las variables climáticas para el análisis inicial, no se asegura la cercanía. Por su parte, el uso a través de internet de la aplicación pública elaborada en Portugal con el modelo GLOBULUS 3.0 revela una gran variabilidad en los días de lluvia a considerar en cada caso, aun cuando las parcelas estuviesen muy próximas (<http://home.isa.utl.pt/~joaopalma/modelos/webglobulus/>). De esta forma se resta fiabilidad para su empleo a partir de los datos menos específicos que se encontraron para el caso de Galicia a partir de las fuentes disponibles:

<http://www2.meteogalicia.es/galego/observacion/estacions/estacions.asp>.

Finalmente se hizo una estimación para la muestra de ajuste empleando un dato fijo de 180 días, obteniendo $R^2 = 0,95$, $REMC = 10,7$ t/ha y $E = 7,6$ t/ha, lo que empeoró las estimaciones iniciales, siendo mejor el empleo de un IS estimado con el modelo de altura dominante ajustado. Esta prueba se consideró importante, ya que el modelo GLOBULUS 3.0 podría ser una referencia para utilizar en el caso de no existir ecuaciones de rodal, indicando que el desarrollo de modelos para Galicia era necesario para obtener estimaciones más aproximadas, además de simplificar el número de variables independientes en los modelos.

Por otra parte, la transformación de biomasa a carbono se puede realizar mediante los porcentajes de carbono descritos en Brañas et al. (2000a), establecidos a partir de muestras tomadas en Galicia, para cada una de las fracciones en que se han dividido los sistemas denominados completos, tanto de árbol individual como de rodal. En el caso de emplear el modelo reducido se deberá establecer un valor único para toda la fracción de ramas a partir de los valores de cada uno sus componentes, aunque también se podrían emplear los porcentajes descritos en Tomé et al. (2006), cuya división del sistema de biomasa es igual a la del sistema reducido de esta tesis. Los porcentajes de las fracciones similares de uno y otro trabajo no son iguales, pero tampoco existe una razón para descartar ninguno de ellos. Los porcentajes de carbono según Brañas et al. (2000) son del 52% en hojas, 46,4% en ramillos, 45,3% en ramas, 42,5% en corteza y del 45,2% en madera. Por su parte, los porcentajes de carbono descritos en Tomé et al. (2006) son del

49,2% en hojas, 47,4% en ramas, 46,8% en corteza y del 49% en madera, mientras que Montero et al. (2005) estiman un único valor de 47,5% para el conjunto del árbol.

Los modelos ajustados sólo estiman biomasa aérea, es decir, sin incluir la biomasa de raíces. En una estimación para masas de *Eucalyptus globulus* en Huelva, Montero et al. (2005) establecen un valor aproximado del 33,1% de la biomasa total (o el 49% de la biomasa total aérea), en árboles de primeros y sucesivos turnos. En un caso en el que también se incluyen diferentes turnos de la especie en Portugal, Tomé et al. (2006) establecen una proporción de raíces del 24,87% de la biomasa total aérea, y su correspondiente porcentaje de carbono en el 49%.

6.3.6. Función de desagregación

En la Tabla 6.21 se muestran los parámetros y estadísticos de los mejores modelos de predicción del diámetro medio aritmético. Todos los parámetros en todos los modelos fueron significativos al nivel de significación $\alpha = 5\%$, y los valores de R^2 fueron superiores a 0,99 también en los tres casos.

Tabla 6.21. Resultados del ajuste de modelos de diámetro medio aritmético.

Modelo	Mat. rep	Parámetros			R^2	Ajuste	
		b_0	b_1	b_2		REMC	E
M3	Brinzal	-0,5396 (0,00)	0,03543 (<0,001)	0,0002525 (0,036)	0,9915	0,39	0,007
M3	Clon F0	-1,524 (0,00)	0,1014 (<0,001)	-0,0009533 (0,00)	0,9946	0,21	-0,013
M6	Clon F1	-1,355 (<0,001)	0,05897 (<0,001)	-	0,9924	0,24	0,003

El valor entre paréntesis indica el nivel de significación.

Aunque inicialmente se ajustó un modelo único (o reducido) para todos los materiales de reproducción (REMC = 0,36 cm) basado en el modelo M3 (ver apartado 6.2.2.3), el ajuste de un modelo específico para cada material de reproducción permitió reducir los errores para las variedades clonales de forma considerable (REMC = 0,21 para Clon F0; REMC = 0,24 para Clon F1), habiendo empleado el modelo M3 para brinzales y clones F0 y el modelo M6 para clones F1. Sin embargo, el ajuste por separado empeoró los resultados para brinzales (REMC = 0,39), aunque a efectos prácticos se mantuvo en valores similares. Los valores de REMC obtenidos se encuentran en un intervalo razonable para este tipo de modelos, p. ej., Diéguez-Aranda et al. (2009) ajustaron modelos para diferentes especies en Galicia con REMC entre 0,03 y 0,85 cm. El desarrollo de modelos para cada material de reproducción sólo se apoyó en los estadísticos de los ajustes sin emplear los test F^* o de Lakkis-Jones. Esto fue así ya que

la cantidad de datos en cada material de reproducción no está equilibrada y la mejora para el caso de las variedades clonales fue muy evidente.

Las distribuciones generadas por los parámetros recuperados, tras el ajuste de modelos de \bar{d} , fueron superpuestas a la distribución real, de las que se muestran algunos casos en detalle en la Figura 6.10. En general, las distribuciones predichas se ajustaron de forma adecuada, pero se detecta una cierta tendencia a distribuciones bimodales en la especie, como se muestra en la Figura 6.11, habiendo desarrollado Torres-Rojo (2005) un método de ajuste de distribuciones para estos casos, aplicado a masas mixtas. En el caso de *E. globulus*, este hecho podría estar relacionado con la falta de claras en la especie, habiendo más heterogeneidad que en masas con claras. Otro desarrollo posible podría ser el método de los percentiles (Bailey et al., 1989), que emplea la información de cuatro estadísticos repartidos en la distribución, método empleado por Wang y Baker (2007) para *E. globulus* en el sureste de Australia y por López et al. (2005) para la especie en Asturias y Galicia.

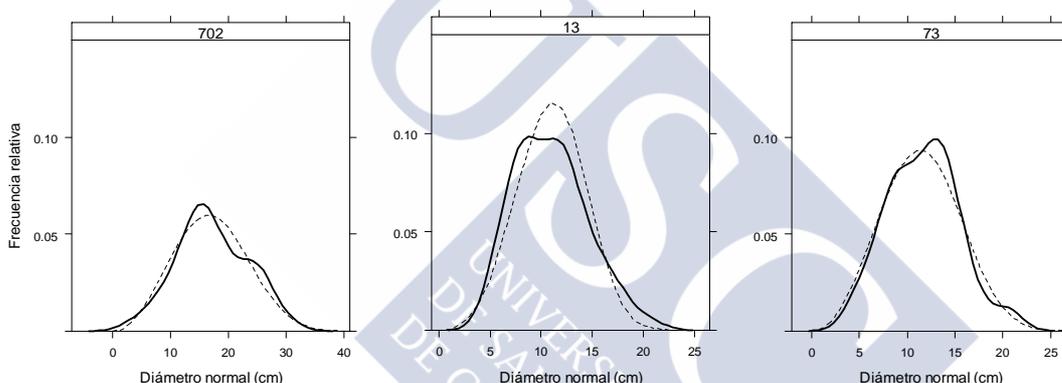


Figura 6.10. Ejemplos de distribuciones ajustadas por el método de los momentos. Izquierda: brinzal; centro: Clon F0; derecha: Clon F1. La línea continua corresponde a la distribución real; la línea punteada corresponde a la distribución ajustada. El código de la parte superior indica parcela (una o dos primeras cifras) e inventario (última cifra).

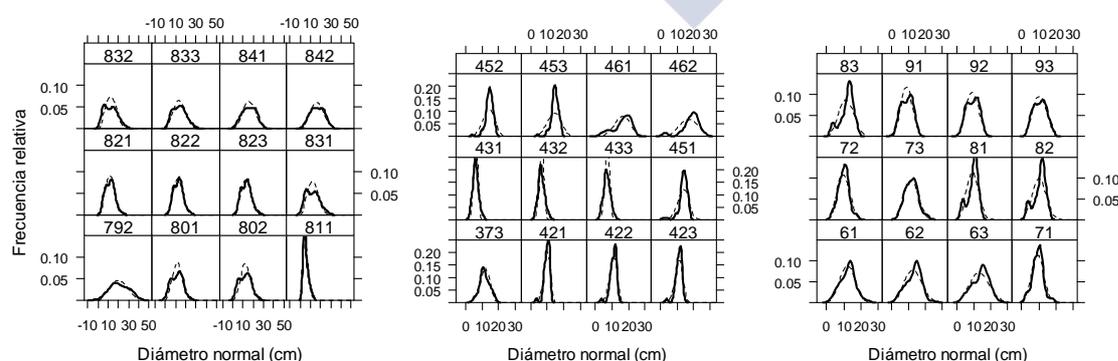


Figura 6.11. Ejemplos de distribuciones ajustadas por el método de los momentos en edades similares. Izquierda: brinzal; centro: Clon F0; derecha: Clon F1. La línea continua corresponde a la distribución real; la línea punteada corresponde a la distribución ajustada. El código de la parte superior indica parcela (una o dos primeras cifras) e inventario (última cifra).

En la Tabla 6.22 se muestran los resultados del test de Kolmogorov-Smirnov por materiales de reproducción. Del total de 299 distribuciones ajustadas, cuando se fijó un nivel de significación del 5%, 69 distribuciones fueron rechazadas (23,1%), mientras que al fijar un nivel de confianza del 20% la cifra aumentó hasta 143 distribuciones (47,8%), siendo el *p-valor* medio de 0,315. Analizando las parcelas sin tener en cuenta el número de inventarios, el 31,8% fueron rechazadas con $\alpha = 5\%$, mientras el 57,9% lo fue con $\alpha = 20\%$. Los porcentajes de rechazo se consideran altos, pero se debe tener en cuenta las dificultades para modelizar distribuciones donde se incluyeron todos los pies inventariables, y la falta de parcelas en edades hasta 4 años y por encima de 10 en todos los materiales de reproducción. No obstante, los resultados son similares a los obtenidos por Torres-Rojo (2005) cuando ajustaron una distribución Weibull bimodal (23,72% de rechazos). Álvarez et al. (2002), Scolforo et al. (2003) o Fonseca et al. (2009) obtuvieron porcentajes de rechazo por debajo del 5% empleando diferentes funciones de distribución, entre ellas la Weibull para masas puras y mixtas del género *Pinus*.

Tabla 6.22. Resultados del test de Kolmogorov-Smirnov para la función de Weibull.

	Brinzal	Clon F0	Clon F1
Distribuciones	178	75	46
Distribuciones rechazadas $\alpha = 5\%$	42	16	11
Distribuciones rechazadas $\alpha = 20\%$	80	39	24
Parcelas	68	25	14
Parcelas rechazadas $\alpha = 5\%$	21	7	6
Parcelas rechazadas $\alpha = 20\%$	38	16	8

En la Tabla 6.23 se muestran los errores (REMC y *E*) en la predicción del número de pies por clases diamétricas, y el total por materiales de reproducción para la distribución diamétrica de la muestra completa (16 690 árboles). Como se puede comprobar, existen dos tramos de clases diamétricas, de CD8 a CD12 y a partir de CD28 para los cuales los errores se producen por exceso, y los valores de REMC fueron mayores para las clases diamétricas menores (CD8 a CD20), donde se suelen concentrar los valores del diámetro en plantaciones de celulosas. Entre los materiales de reproducción, el menor error correspondió a las masas de clones F0, aunque su sesgo fue el mayor de los obtenidos y por exceso, siendo menor el sesgo en el caso de brinzales (por defecto) o el de clones F1 (el menor valor absoluto). En general, los errores se consideran bajos teniendo en cuenta que se han obtenido a partir de una muestra amplia, lo que contrasta con los altos rechazos a nivel de parcela.

Tabla 6.23. Estadísticos de ajuste por clases diamétricas (CD), total y por materiales de reproducción a partir de la función Weibull y los parámetros recuperados.

CD	REMC	E	CD	REMC	E
2	50	3	22	31	4
4	73	20	24	25	3
6	64	1	26	18	0
8	66	-8	28	13	-1
10	65	-17	30	10	-1
12	74	-4	32	6	-1
14	76	11	34	7	-0
16	51	5	36	4	-1
18	54	10	38	3	-1
20	35	3	40	2	-1
		REMC			E
Total		54			-2
Total Brinzal		65			6
Total Clon F0		19			-15
Total Clon F1		46			-1

En la Tabla 6.24 se muestran los resultados del test de Wilcoxon para el índice de forma de la curva (*ifc*) por materiales de reproducción. Además de la evidencia gráfica según la Figura 6.11, en la que el eje Y alcanza mayores valores para el clon F0, el test de comparación indicó que la distribución diamétrica es más concentrada y apuntada en clones F0 que en brinzales (*p-valor* = 0,018) o que en clones F1 (*p-valor* = <0,001), existiendo por tanto menor variabilidad en las dimensiones de los árboles procedentes de clones F0.

Tabla 6.24. Resultados del test de Wilcoxon para el índice de forma de la curva.

Test comparación – Wilcoxon				
Variable	Mat. rep 1 ; Mat. rep 2	$W(\mu_1 - \mu_2)$	<i>p-valor</i> ($\alpha = 0,05$)	$H_0: \mu_1 = \mu_2$
<i>ifc</i>	Brinzal ; Clon F0	1.185 (-0,006)	0,018	NO
	Brinzal ; Clon F1	1.050 (<0,001)	0,609	SI
	Clon F0 ; Clon F1	2.094 (0,009)	<0,001	NO

6.4. Resumen de funciones de salida del modelo dinámico

En la Tabla 6.25 se muestra un resumen de las funciones de salida que componen el modelo dinámico de crecimiento propuesto para rodales regulares o coetáneos de

Eucalyptus globulus en Galicia, cuyo destino principal es la celulosa. Finalmente, entre los sistemas de biomasa de árbol individual se propone el empleo del modelo reducido, siendo más fácil de identificar sus resultados respecto a las fracciones que se generan en los aprovechamientos y por ofrecer mejores resultados. En las expresiones de los modelos de biomasa mostrados a continuación se han eliminado los valores de K (factor de corrección del sesgo), incluyéndolos en el parámetro libre del modelo en cada caso.

Tabla 6.25. Resumen de las funciones de salida que componen el modelo dinámico de crecimiento para rodales regulares de *Eucalyptus globulus* en Galicia.

Tarifas de cubicación de árbol individual con y sin corteza
$v_{icc} = 2,993 \cdot 10^{-5} \cdot d_n^{1,973} \cdot h_t^{1,059}$ $v_{isc} = 2,094 \cdot 10^{-5} \cdot d_n^{1,997} \cdot h_t^{1,006}$
Tarifas de cubicación de rodal con y sin corteza
$V_{cc < 450} = 0,6234 \cdot G^{1,108} \cdot H_0^{0,8642} \cdot N^{-0,0598}$ $V_{cc > 450} = (0,7263 - 1,312 \cdot 10^{-4} \cdot N) \cdot G^{1,108} \cdot H_0^{0,8642} \cdot N^{-0,0598}$ $V_{sc < 450} = 0,5136 \cdot G^{1,12} \cdot H_0^{0,8961} \cdot N^{-0,0754}$ $V_{sc > 450} = (0,6025 - 1,106 \cdot 10^{-4} \cdot N) \cdot G^{1,12} \cdot H_0^{0,8961} \cdot N^{-0,0754}$
Ecuaciones de biomasa de árbol individual
$w_l = d_n^{2,395+0,03099 \cdot c_t} \cdot h_t^{-2,032}$ $w_{br} = 0,06968 \cdot d_n^{1,7501}$ $w_w = 0,01372 \cdot d_n^{1,899} \cdot h_t^{1,126}$ $w_b = 0,007811 \cdot d_n^{2,081} \cdot h_t^{0,4225}$
Ecuaciones de biomasa de rodal
$W_l = 539,9 \cdot G^{0,6724}$ $W_t = 224,04 \cdot G^{0,6809}$ $W_{br} = 432,03 \cdot G^{0,9581}$ $W_w = 157,8 \cdot G^{1,0001} \cdot H_0^{1,018}$ $W_b = 100,3 \cdot G^{1,012} \cdot H_0^{0,4641}$

Tabla 6.25. (continuación). Resumen de las funciones de salida que componen el modelo dinámico de crecimiento para rodales regulares de *Eucalyptus globulus* en Galicia.

Ecuaciones de predicción del diámetro medio aritmético

$$\text{Brinzales: } \bar{d} = d_g - \exp(-0,5396 + 0,0354 \cdot H_0 + 2,52 \cdot 10^{-4} \cdot N)$$

$$\text{Clones F0: } \bar{d} = d_g - \exp(-1,524 + 0,1014 \cdot H_0 - 9,53 \cdot 10^{-4} \cdot N)$$

$$\text{Clones F1: } \bar{d} = d_g - \exp(-1,355 + 0,059 \cdot H_0)$$

Nota: d_n : diámetro normal (cm); h_i : altura total (m), c_i : longitud de copa (m); G : área basimétrica (m^2/ha); H_0 : altura dominante (m); N : densidad (pies/ha); v_{ice} : volumen individual con corteza ($m^3/\text{árbol}$); v_{isc} : volumen individual sin corteza ($m^3/\text{árbol}$); V_{cc} : volumen de rodal con corteza (m^3/ha); V_{sc} : volumen de rodal sin corteza (m^3/ha); w : biomasa de árbol individual (kg/árbol); W : biomasa de rodal (kg/ha); subíndices por fracciones: l = hojas; t = ramillos; br = ramas; w : madera; b = corteza; siendo la biomasa total en cada caso la suma de la biomasa de las fracciones ($w_{tot} = w_t + w_{br} + w_w + w_b$ o $W_{tot} = W_l + W_t + W_{br} + W_w + W_b$); \bar{d} : diámetro medio aritmético (cm); d_g : diámetro medio cuadrático (cm).



7. Evaluación del modelo

Este capítulo se ha dividido en tres partes. Primero se realiza una evaluación global del modelo, analizando los errores de las funciones de transición y de salida a partir de datos reales. La segunda parte se centra en la comparación del modelo de calidad de estación y las predicciones de volumen y biomasa con otros modelos disponibles para la especie utilizando los mismos datos sobre los que se evalúa el modelo ajustado. La tercera parte se centra en la simulación de diferentes alternativas respecto a densidades de plantación y calidades, para la predicción de los turnos de máxima renta en volumen y las producciones correspondientes.

7.1. Evaluación global del modelo ajustado

7.1.1. Introducción

La validación es una manera de ayudar a decidir al usuario si un determinado modelo es o no adecuado para su uso. La forma ideal de realizar la validación de un modelo es a partir de datos independientes, pero no siempre es posible conseguirlos. Como ya se comentó, y aunque se realizaron dos pruebas en aprovechamientos reales descritas en el capítulo dedicado a las funciones de salida, no fue posible la validación sobre muestras independientes.

Según algunos autores (Huang, 2002; Kozak y Kozak, 2003), si los datos usados en la parametrización han sido tomados según un diseño de muestreo adecuado y si el modelo se ha construido sobre una base teórica con significado biológico, la calidad de los ajustes probablemente reflejará la calidad de las predicciones dentro de la misma población.

De forma inicial, los modelos de esta tesis se han elaborado a partir de los datos de una red de parcelas que cubren la combinación de diferentes edades, densidades, calidades, materiales de reproducción y tratamientos selvícolas de las plantaciones de *Eucalyptus globulus* en Galicia, por lo que la realidad actual se considera bastante bien representada, salvo por la falta de datos de crecimiento correspondientes a edades superiores a los 13 años en clones F0 y a los 10 años en clones F1.

Por otra parte, se cuenta con los estadísticos de ajuste de cada uno de los modelos sobre la muestra de ajuste que ya se mostraron en cada capítulo, y que *a priori* indican buenos resultados en todos los módulos desarrollados.

Así, se ha realizado una evaluación de los modelos ajustados por medio de las variables de estado del rodal y las variables de salida de interés para las masas de eucalipto, es decir, el volumen y la biomasa del rodal, sobre una muestra aleatoria de 270 intervalos de crecimiento.

Según Huang (2002), basándose en la experiencia y en el tratamiento de diferentes modelos de crecimiento y producción, pueden utilizarse los siguientes umbrales de aceptación o rechazo cuando se necesitan usar estadísticos cuantitativos en la toma de decisiones:

- Si el error medio de la predicción está dentro de $\pm 10\%$ del valor de la media observada al 95% de nivel de significación, el modelo resulta aceptable, siempre y cuando la validación gráfica muestre tendencias razonables.
- Si el error medio de la predicción es mayor que $\pm 10\%$, pero menor que $\pm 20\%$ del valor de la media observada, la aceptación o rechazo del modelo depende de las circunstancias específicas. Este es, por tanto, un intervalo de indecisión, requiriéndose nuevos datos para poder dar una respuesta definitiva.
- Si el error medio de la predicción es mayor que $\pm 20\%$ del valor de la media observada, el modelo puede ser rechazado. Sin embargo, aún cuando se puede decir que los modelos que producen más de $\pm 10\%$ de error son menos deseables, el nivel de aceptación o rechazo es algo subjetivo.

7.1.2. Estadísticos de evaluación

Además de los valores de los estadísticos obtenidos en los ajustes para cada una de las funciones, y que se mostraron en los capítulos precedentes, se emplearon los siguientes dos estadísticos: por un lado, la raíz del error medio cuadrático (REMC), cuya expresión se recoge en el apartado 3.5.1 (Estadísticos de ajuste), y por otro lado el error crítico (E_{crit} , expresado como un porcentaje de la media), reordenando el estadístico de Freese (1960):

$$E_{crit} = \frac{\sqrt{\tau^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / \chi_{crit}^2}}{\bar{y}} \quad [7.1]$$

donde n es el número total de observaciones del conjunto de datos utilizados, y_i es el valor observado, \hat{y}_i es su predicción con el modelo ajustado, \bar{y} es la media de los valores observados, τ es el valor de distribución normal estándar para un determinado nivel de probabilidad ($\tau = 1,960$ para $\alpha = 0,05$), y χ_{crit}^2 se obtiene para $\alpha = 0,05$ y n grados de libertad. Si el error máximo especificado expresado como un porcentaje de la

media observada está dentro del límite del error crítico, el test χ_n^2 indicará que el modelo produce estimaciones no satisfactorias; en caso contrario, indicará que las predicciones son aceptables.

7.1.3. Resultados

En la Tabla 7.1 se presentan los resultados de la evaluación de los modelos ajustados para las funciones de transición del modelo. Para la altura dominante, la REMC y el E_{crit} correspondientes fueron 1,04 m y 9,67% respectivamente. Respecto al área basimétrica, el modelo no descendió del umbral de $E_{crit} = 10\%$, obteniendo una $REMC = 1,2 \text{ m}^2/\text{ha}$ y un $E_{crit} = 12,58\%$. El modelo de mortalidad fue el que menos error cometió de las tres funciones de transición ajustadas, con una $REMC = 42 \text{ pies/ha}$ y un $E_{crit} = 7,21\%$. Por tanto, según Huang (2002), los valores obtenidos para altura dominante y mortalidad son aceptables para su uso práctico, mientras el modelo de área basimétrica se encuentra en el intervalo de indecisión ($E_{crit} > 10\%$ pero $< 20\%$), aunque más cerca del límite de aceptación que del de rechazo. Estos resultados quedaron corroborados por las pruebas F realizadas, en las que se rechaza la existencia de tendencias sistemáticas en las tres funciones de transición (Figura 7.1), por lo que pueden considerarse aceptables los tres modelos.

Tabla 7.1. Estadísticos obtenidos en la validación del modelo para las variables de rodal altura dominante (H_0 , m), área basimétrica (G , m^2/ha) y número de pies por hectárea (N , pies/ha).

Altura dominante (m)		Área basimétrica (m^2/ha)		Mortalidad (pies/ha)	
REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
1,04	9,67	1,16	12,58	42	7,21

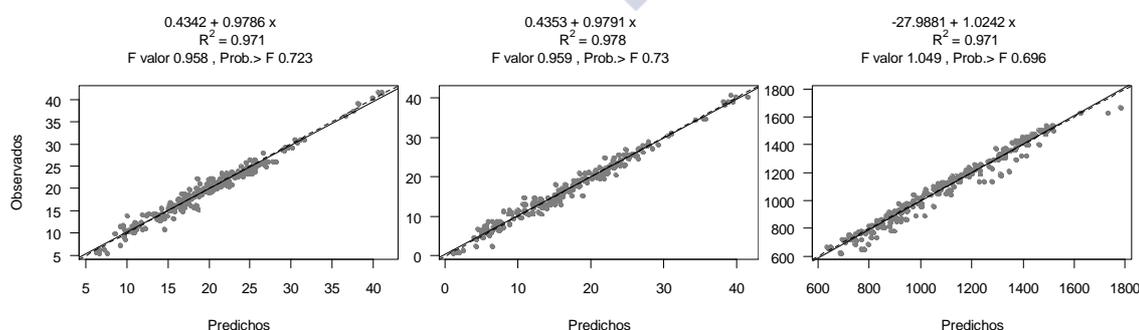


Figura 7.1. Gráfico de valores observados frente a valores predichos para altura dominante (izquierda), área basimétrica (centro) y mortalidad (derecha) en la validación del modelo. Línea continua: ajuste; línea punteada: recta 1:1.

En la Tabla 7.2 se muestran los valores de la REMC y el E_{crit} para volumen de rodal con y sin corteza en la validación del modelo. Los valores de REMC obtenidos fueron 11,58 m³/ha para V_{cc} y 9,97 m³/ha para V_{sc} . Si bien el E_{crit} se situó por encima del 10% para ambos modelos, la prueba F rechazó la existencia de tendencias sistemáticas (Figura 7.2), siendo aptos para su empleo.

Tabla 7.2. Estadísticos obtenidos en la validación del modelo para las variables de salida volumen con corteza (V_{cc} , m³/ha) y volumen sin corteza (V_{sc} , m³/ha).

V_{cc} (m ³ /ha)		V_{sc} (m ³ /ha)	
REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
11,58	14,92	9,97	15,15

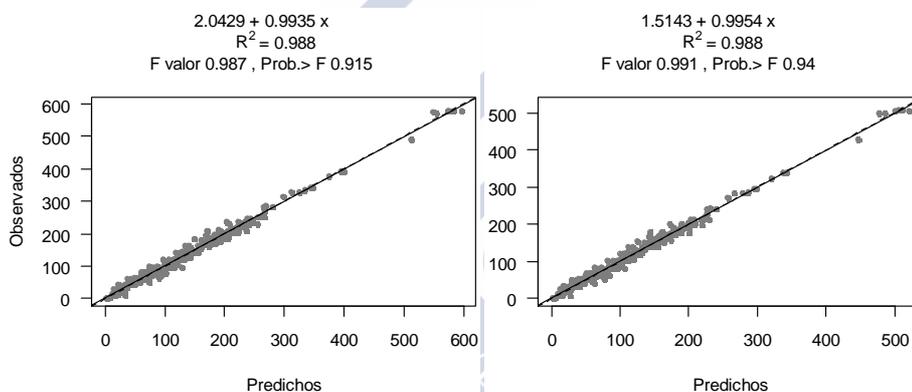


Figura 7.2. Gráfico de valores observados frente a valores predichos para volumen de rodal con corteza (izquierda) y volumen de rodal sin corteza (derecha) en la validación del modelo. Línea continua: ajuste; línea punteada: recta 1:1.

En la Tabla 7.3 se muestran los valores de los estadísticos obtenidos para biomasa total (W_{tot} , t/ha) y biomasa de madera de rodal (W_{ma} , t/ha) en la validación del modelo. Dado el alto porcentaje que supone la biomasa de madera frente a la biomasa total, en ambos casos se obtuvieron estadísticos muy similares, como es lógico, sin que la variabilidad de las fracciones menores afecte sensiblemente al modelo. Así, la REMC fue de 6,8 t/ha para W_{tot} y 5,8 t/ha para W_{ma} .

Tabla 7.3. Estadísticos obtenidos en la validación del modelo para las variables de salida biomasa total (W_{tot} , t/ha) y biomasa de madera (W_{ma} , t/ha).

W_{tot} (t/ha)		W_{mad} (t/ha)	
REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
6,8	14,99	5,79	16,43

En la Figura 7.3 se muestran las rectas de regresión entre valores reales y predichos para biomasa de madera y biomasa total de rodal (t/ha) en la validación del modelo. Los valores del coeficiente de determinación resultantes fueron altos, $R^2 = 0,986$, tanto en biomasa de madera como total. Aunque el E_{crit} fue superior al 10% en ambos casos, la prueba F indicó la inexistencia de sesgos, por lo que los modelos son válidos para la predicción de biomasa.

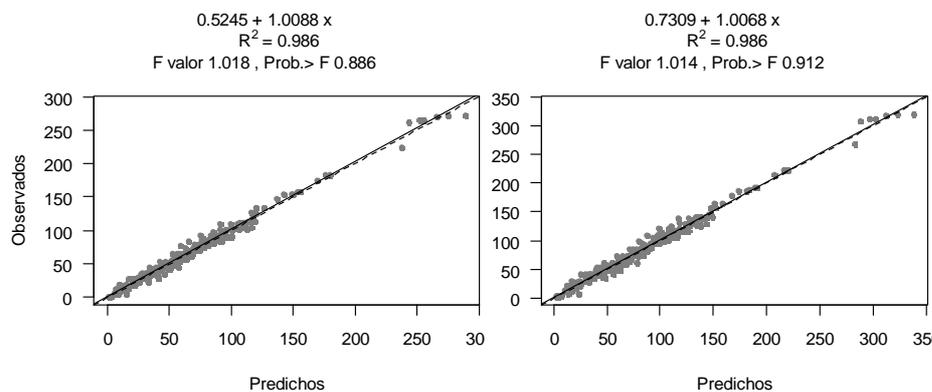


Figura 7.3. Gráfico de valores observados frente a predichos para biomasa de rodal (t/ha) de madera (izquierda) y biomasa total (derecha) en la validación del modelo. Línea continua: ajuste; línea punteada: recta 1:1.

Las predicciones de diámetro medio aritmético (\bar{d}) se emplearon para recuperar los parámetros de la función de Weibull por el método de los momentos, y se hizo una prueba bajo un supuesto posible, en el que se establecieron dos destinos principales de la masa: energía y celulosa. Las clases diamétricas límite consideradas fueron de 10 cm para energía, y entre 10 y 40 cm para celulosa. Como se vio en el apartado correspondiente a la función de desagregación (6.3.6), el ajuste de distribuciones no se considera el más deseable debido al alto porcentaje de rechazos, por lo que se recomienda emplear este procedimiento sólo a nivel informativo, pero no como base de decisión.

En la Tabla 7.4 se muestran los resultados de la validación para el modelo de \bar{d} por materiales de reproducción. Los errores se situaron en el entorno de 1 cm o menos, siendo los brinzales los que obtuvieron peores resultados frente a las variedades clonales, con un E_{crit} que se sitúa en la barrera del 10%, mientras el clon F0 arrojó un valor de $E_{crit} = 3,98\%$ y el clon F1 un valor de $E_{crit} = 5,35\%$. En la Figura 7.4 se muestra la recta de ajuste entre los valores reales y predichos, siendo clara la subestimación, aunque el R^2 fue de 0,946 y la prueba F rechazó la existencia de tendencias como también ocurrió para los tres materiales de reproducción por separado ($F = 1,03$, Prob. $> F = 0,78$). Así, para brinzal se obtuvo un $R^2 = 0,938$ ($F = 1,027$, Prob. $> F = 0,87$), para clon F0 un valor $R^2 = 0,954$ ($F = 0,914$, Prob. $> F = 0,714$) y para clon F1 un $R^2 = 0,9$ ($F = 0,853$, Prob. $> F = 0,579$).

Tabla 7.4. Estadísticos obtenidos en la validación del modelo para la variable de salida diámetro medio aritmético para la muestra conjunta y por materiales de reproducción.

Muestra conjunta		Brinzal		Clon F0		Clon F1	
REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
0,9	12,35	1,1	10,04	0,55	3,98	0,76	5,35

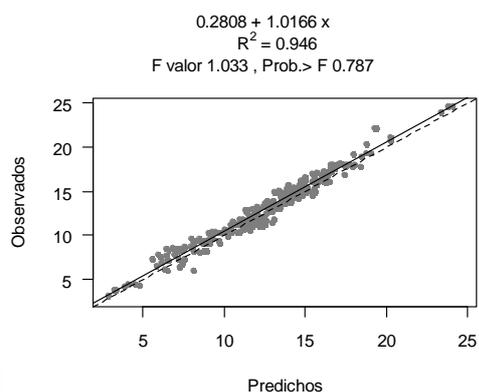


Figura 7.4. Gráfico de valores observados frente a valores predichos en la validación del modelo para diámetro medio aritmético (\bar{d} , cm) empleando H_0 y N del modelo ajustado para predicción de \bar{d} , y los parámetros c y b de la función de Weibull biparamétrica recuperados por el método de los momentos. Línea continua: ajuste; línea punteada: recta 1:1.

En la Tabla 7.5 se muestran los resultados de la validación del modelo para la predicción del número de pies en función del destino posible (energía o celulosa), aunque se debe tener en cuenta que las masas estudiadas están principalmente destinadas a celulosa, y también el diseño del muestreo. Los menores valores del E_{crit} para la predicción de pies destinados a energía correspondieron al clon F1, si bien las parcelas pertenecen a las edades más tempranas de media, y algunas poseen las mayores densidades de todas las muestreadas, por lo que se asemejan más a una plantación energética que los brinzales, por ejemplo. El clon F0 es el único material de reproducción para el que se consiguió descender del 20% ($E_{crit} = 17,32\%$) y sólo en el caso de predicción de pies destinados a celulosa, aunque los brinzales también se situaron en un valor límite con $E_{crit} = 20,29\%$. Por tanto, no se recomienda la evaluación para diferentes destinos a partir de los modelos ajustados, si bien éstos mostraron buena capacidad de predicción para el diámetro medio aritmético.

Tabla 7.5. Estadísticos obtenidos en la validación del modelo para la predicción del número de pies en función del destino posible (energía o celulosa), para la muestra conjunta y por materiales de reproducción.

Predicción	Muestra conjunta		Brinzal		Clon F0		Clon F1	
	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
Energía (pies/ha)	152	61,35	112	45,18	135	28,77	257	23,47
Celulosa (pies/ha)	144	42,7	100	20,29	129	17,32	251	51,89

7.2. Comparaciones con otros modelos

Una vez evaluado el comportamiento del modelo, se realizaron diferentes comparativas con el modelo dinámico disponible hasta la fecha para *Eucalyptus globulus* en Galicia (García y Ruiz, 2003), así como con los modelos de Tomé *et al.* (2006) y de Wang y Baker (2007).

Como se indicó en la introducción, obtener un modelo de calidad de estación que representase adecuadamente las masas de primer turno en Galicia era una de las principales necesidades. Así, se abordó la comparación gráfica del modelo de calidad de estación ajustado frente a los modelos comentados.

Posteriormente se realizó una evaluación de las funciones de transición de esos otros modelos sobre la muestra empleada para la validación en esta tesis. Dado que la muestra empleada es independiente de la que sirvió para el ajuste del modelo elaborado en la presente tesis, este proceso, al igual que ocurrió con la relación altura-diámetro elaborada por Crecente-Campo *et al.* (2010), puede ser considerado una validación de dichos modelos, teniendo en cuenta que dos de ellos no fueron desarrollados para Galicia (Tomé *et al.*, 2006 y Wang y Baker, 2007).

7.2.1. Modelo de calidad de estación

La evaluación de los modelos se hizo sobre la misma muestra aleatoria de 270 intervalos de crecimiento que se emplearon para la evaluación global del modelo (apartado 7.1. Evaluación global del modelo).

La obtención de las curvas de calidad de estación a partir del modelo de Tomé *et al.* (2006) requirió la recopilación de datos referentes a la cantidad de días de lluvia con precipitación superior a 0,1 mm. Para ello se emplearon los datos obtenidos de www.meteogalicia.es referentes a los últimos 8 años, limitación debida a la falta de datos anteriores a esas fechas. En la Tabla 7.6 se muestra el número de días promedio anuales con precipitación superior a 0,1 mm empleados para cada provincia.

Tabla 7.6. Días anuales con precipitación > 0,1 mm por provincias, indicando la estación meteorológica

A Coruña (Santiago EOAS)	Lugo (Burela)	Pontevedra (Mondariz)
158	173	140

En la Tabla 7.7 se muestran el error (REMC) de los referidos modelos. A simple vista, el modelo de Tomé *et al.* (2006) produce errores similares al modelo ajustado, y tanto este modelo como el de Wang y Baker (2007) parecen más apropiados que el modelo elaborado por García y Ruiz (2003), que produjo las peores estimaciones, además de no poder predecir en siete de los casos por ser la altura al inicio del intervalo mayor de 33,8 m (asíntota del modelo para plantaciones).

Tabla 7.7. Estadísticos de ajuste sobre los datos de partida de diferentes modelos de calidad disponibles para *E. globulus* (García y Ruiz, 2003; Tomé *et al.*, 2006; Wang y Baker, 2007).

Modelo	REMC
Modelo ajustado	1,04
García y Ruiz (2003)	1,27
Tomé et al, (2006)	1,03
Wang y Baker (2007)	1,16

El modelo de Wang y Baker (2007) produjo mejores estimaciones que el modelo de García y Ruiz (2003), disminuyendo 11 cm la REMC frente a éste, aunque el modelo de Tomé *et al.* (2006) fue el mejor para la muestra seleccionada (REMC = 1 m). Respecto a los valores máximos, Wang y Baker (2007), empleando el modelo de Bertalanffy-Richards resuelto por a_2 , fijaron una asíntota con un valor de 50 m. Tomé et al. (2006) que ajustaron el modelo de Korf resuelto por a_2 , expandieron el parámetro que fija la asíntota en función de los días de precipitación, permitiendo así que un modelo que genera curvas polimórficas de asíntota común se comporte como un modelo de curvas polimórficas con diferentes asíntotas, entre un mínimo de 29,07 m (término independiente del modelo que rige el parámetro de la asíntota) y un máximo, para estaciones con 173 días de lluvia, por ejemplo, de 78,9. Por otra parte, el modelo aquí ajustado proporciona asíntotas de 69,5 m y 26,3 para $IS = 25$ e $IS = 7$ respectivamente, siendo similares a los otros modelos. Como referencia a máximos registrados de los que se tiene constancia (Souto da Retorta, Chavín, provincia de Lugo), entre 55 y 65 m y existiendo masas de 40 m a los 20 años incluidas en la muestra de ajuste, un máximo valor posible de 78,9 m no parece fácilmente alcanzable, siendo más aproximada la asíntota del modelo ajustado, si bien esto es poco relevante en masas destinadas a celulosa.

Respecto al empleo del modelo de Tomé *et al.* (2006), en el caso de estaciones con calidades diferentes (pero próximas entre sí), la de menor calidad pero con más días de

lluvia podría alcanzar mayores alturas. Otro caso que genera dudas es el de dos estaciones en una región climáticamente homogénea, en referencia a épocas de lluvias y de sequías, en las que habiendo la misma precipitación anual (l/m^2), ésta se concentre en diferente número de días. Tampoco resulta sencillo el empleo de este modelo en Galicia, ya que la posibilidad de obtener el número de días de lluvia en cualquier punto para un punto concreto es difícil, al menos con la sensibilidad que muestra el modelo de Tomé *et al.* (2006), hecho que se puede comprobar a través de su aplicación web.

Respecto al tipo de curvas generadas por los modelos de García y Ruiz (2003) y Wang y Baker (2007), con asíntota común, no se consideran adecuadas, al menos para representar la situación de las masas gallegas donde la falta de selvicultura a partir de edades avanzadas desemboca en estados de decaimiento, acompañados de ataques por goniptero, presente en toda la región, lo que limita el crecimiento en altura.

En la Figura 7.5 se muestra una comparación de las curvas de calidad de estación ajustadas en esta tesis con las correspondientes a los modelos de García y Ruiz (2003), Tomé *et al.* (2006) y Wang y Baker (2007), con $IS = 7, 13, 19$ y 25 m en $t_{ref} = 7$ años.

Como se puede comprobar en dicha figura, existen diferencias notorias en el crecimiento de las calidades más bajas entre los modelos para Galicia y los de Portugal (Tomé *et al.*, 2006) y Australia (Wang y Baker, 2007), aun cuando se seleccionó el modelo que tenía mayor tasa de crecimiento en dichas calidades (apartado 5.3.1, Resultados de altura dominante). Esto pone de manifiesto la necesidad de recopilar más datos de parcelas de baja calidad, si bien en ocasiones las plantaciones que no muestran aptitud para el crecimiento son sustituidas antes de llegar al turno, teniendo constancia de cambios por *E. nitens* y *E. regnans* (éste en un único caso). No obstante, el modelo de García y Ruiz (2003) para plantaciones también predice el mismo crecimiento en altura dominante en calidades bajas, que a su vez es inferior al de las curvas para el grueso de su estudio, que fueron los chirpiales. Por otra parte, en la calidad máxima seleccionada ($IS = 25$ m) y para edades avanzadas (> 15 años), el modelo de Tomé *et al.* (2006) es muy similar al modelo ajustado, mientras el modelo de Wang y Baker (2007) presenta mayor tasa de crecimiento.

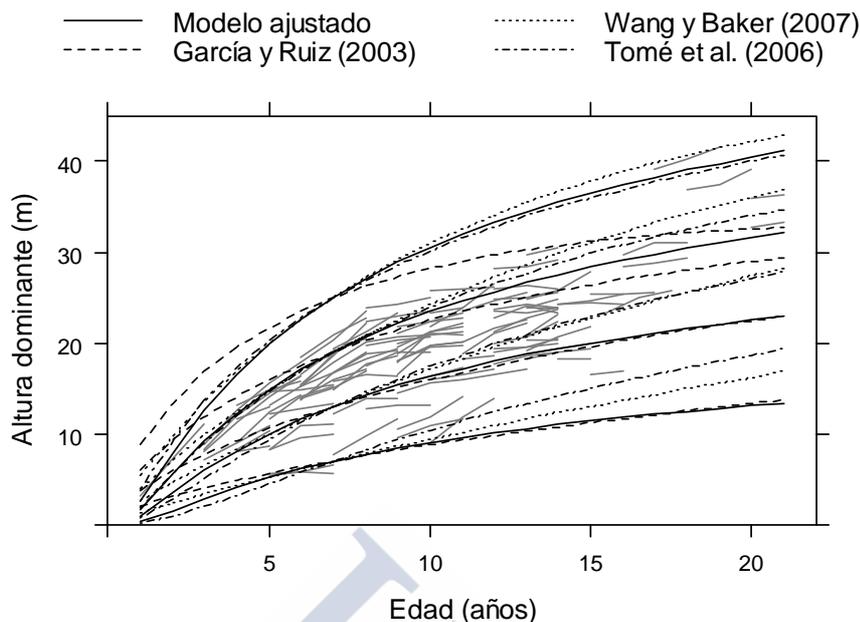


Figura 7.5. Curvas de altura dominante con $IS = 7, 13, 19$ y 25 m en $t_{ref} = 7$ años frente a la edad para el modelo de calidad de estación ajustado en esta tesis, superpuesto a las curvas predichas por los modelos de García y Ruiz (2003), Tomé et al. (2006) y Wang y Baker (2007) y los datos observados,.

7.2.2. Evaluación de otros modelos

En la Tabla 7.8 se presentan los resultados de la validación de las funciones de transición de los otros modelos existentes para la especie, utilizando la misma muestra de datos empleada para la evaluación del modelo desarrollado en esta tesis.

El modelo de Tomé *et al.* (2006), con $REMC = 1,03$ m y $E_{crit} = 9,52\%$, parece igualmente válido para la estimación de crecimiento en altura dominante que el modelo ajustado. Por otra parte, el modelo de García y Ruiz (2003) se mostró como el menos apropiado, siendo su $REMC$ el más elevado entre los modelos testados ($REMC = 1,27$ m).

Respecto al área basimétrica, ninguno de los modelos estuvo por debajo del $E_{crit} = 10\%$, siendo el mejor el de Wang y Baker (2007), con $REMC = 1,1$ m²/ha y $E_{crit} = 11,84\%$. El modelo ajustado, con $REMC = 1,16$ m²/ha y $E_{crit} = 12,58\%$ (Tabla 7.1), mejoró las estimaciones del modelo de García y Ruiz (2003) con amplia diferencia.

El modelo de área basimétrica de Tomé et al. (2006), quizá debido al elevado número de variables intervinientes relacionadas con las características de la estación, dificulta las predicciones sobre muestras independientes fuera del rango geográfico. Tanto éste como el modelo de García y Ruiz (2003) fueron descartados para una fase posterior en la evaluación de salidas (volumen y biomasa), ya que la variable G interviene en ambas, dados los altos valores tanto de $REMC$ como de E_{crit} obtenidos.

En la predicción del número de pies, todos los modelos presentaron errores críticos por debajo del 10% (aceptables), siendo esta función de transición la que incurre en un menor error en cada modelo, coincidiendo con el resultado para el modelo ajustado. El modelo de García y Ruiz (2003) resultó en esta ocasión mejor que los de Tomé *et al.* (2006) y Wang y Baker (2007).

Tabla 7.8. Estadísticos obtenidos en la validación del modelo ajustado en esta tesis y de los modelos de García y Ruiz (2003), Tomé *et al.* (2006) y Wang y Baker (2007) para las funciones de transición de altura dominante (H_0 , m), área basimétrica (G , m²/ha) y número de pies por hectárea (N , pies/ha).

Modelo	Altura dominante		Área basimétrica		Mortalidad	
	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
García y Ruiz (2003)	1,27	11,92	2,8	30,32	45	7,72
Tomé <i>et al.</i> (2006)	1,03	9,52	6,08	65,25	51	8,58
Wang y Baker (2007) ¹	1,16	10,74	1,1	11,83	51	8,69

¹ Especifica que la ecuación de área basimétrica es la correspondiente a las regiones de Green Triangle y Victoria

A partir de estos resultados, parece que el modelo de Wang y Baker (2007) sea el más recomendable de los tres evaluados. Por esa razón, se emplearon las funciones de transición de dicho modelo y las ajustadas en esta tesis para hacer una comparación final de sus salidas, a partir de las ecuaciones de rodal ajustadas para volumen con corteza, volumen sin corteza, biomasa de madera y biomasa total.

En la Tabla 7.9 se muestran los valores de la REMC y del E_{crit} para volumen con y sin corteza de rodal obtenidos con el modelo de Wang y Baker (2007) y de una combinación de modelos, que incluye las funciones de transición de altura dominante y de mortalidad ajustadas en esta tesis junto con la función de transición de área basimétrica para las regiones de Central Victoria y Green Triangle en Australia del modelo de Wang y Baker (2007). El principal interés de evaluar la combinación de modelos responde a la búsqueda de las mejores funciones de transición en cada caso, aun cuando se han ajustado modelos.

Como se puede observar, la combinación de modelos obtuvo mejores resultados que el modelo aquí ajustado para el volumen con corteza de rodal (REMC = 11,39 m³/ha frente a REMC = 11,58 m³/ha). De forma similar, la combinación de modelos también fue mejor que el modelo ajustado para volumen de rodal sin corteza (REMC = 9,84 m³/ha frente a REMC = 9,97 m³/ha). Por otra parte, ninguna de las opciones evaluadas obtuvo un E_{crit} inferior al 10%, ni presentaron tendencias según la prueba F (Figura 7.6).

Tabla 7.9. Estadísticos del modelo de Wang y Baker (2007) y de una combinación de éste con el modelo ajustado en esta tesis para las variables de salida volumen de rodal con (V_{cc} , m³/ha) y sin corteza (V_{sc} , m³/ha).

Modelo	V_{cc} (m ³ /ha)		V_{sc} (m ³ /ha)	
	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
Wang y Baker (2007)	11,67	15,05	10,1	15,33
Combinación	11,39	14,68	9,84	14,94

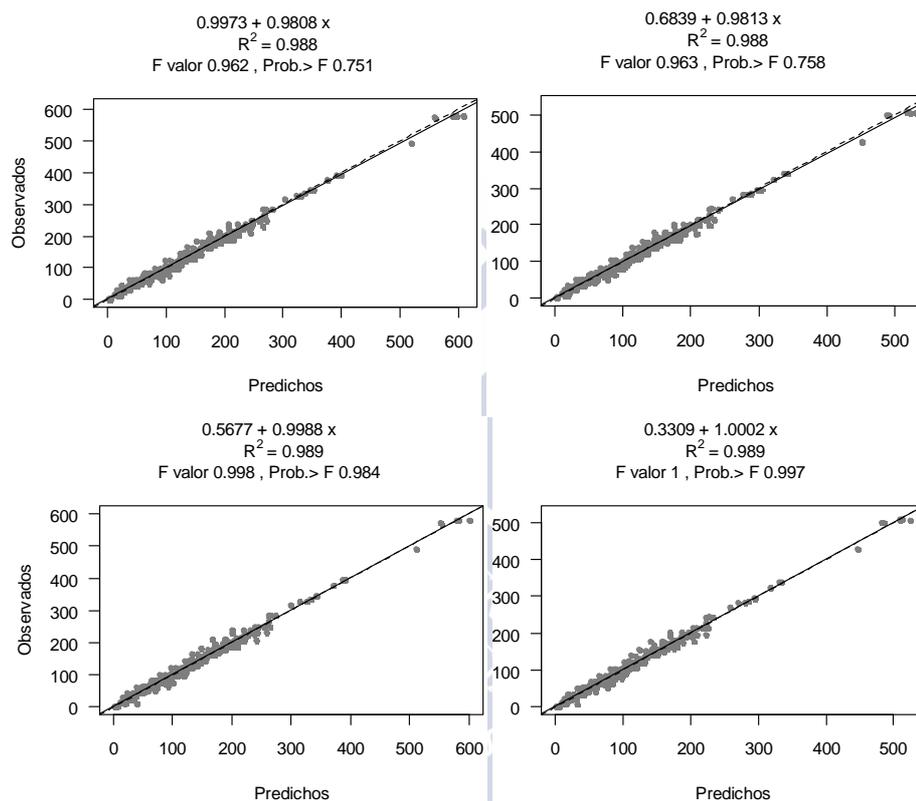


Figura 7.6. Gráfico de valores observados frente a valores predichos para volumen de rodal (m³/ha) con corteza (izquierda) y sin corteza (derecha), empleando el modelo de Wang y Baker (2007) (arriba) y una combinación de éste con el modelo ajustado en esta tesis (debajo). Línea continua: ajuste; línea punteada: recta 1:1.

En la Tabla 7.10 se muestran los valores de los estadísticos para biomasa de rodal total (W_{tot} , t/ha) y de madera (W_{mad} , t/ha) para el modelo de Wang y Baker (2007) (arriba) y para una combinación de éste con el modelo ajustado en esta tesis (abajo). Tanto los valores de la REMC como del E_{crit} de las dos opciones evaluadas fueron similares a los del modelo ajustado (REMC = 6,8 t/ha, E_{crit} = 14,99%), si bien el modelo de Wang y Baker (2007) fue ligeramente superior. Al igual que para volumen, ninguna de las estimaciones mostró sesgos según la prueba F (Figura 7.7).

Tabla 7.10. Estadísticos del modelo de Wang y Baker (2007) y de una combinación de éste con el modelo ajustado en esta tesis para las variables de salida biomasa total de rodal (W_{tot} , t/ha) y biomasa de madera de rodal (W_{mad} , t/ha).

Modelo	W_{tot} (t/ha)		W_{mad} (t/ha)	
	REMC	E_{crit}	REMC	E_{crit}
Wang y Baker (2007)	6,8	14,87	5,7	16,33
Combinación	6,9	15,22	5,9	16,74

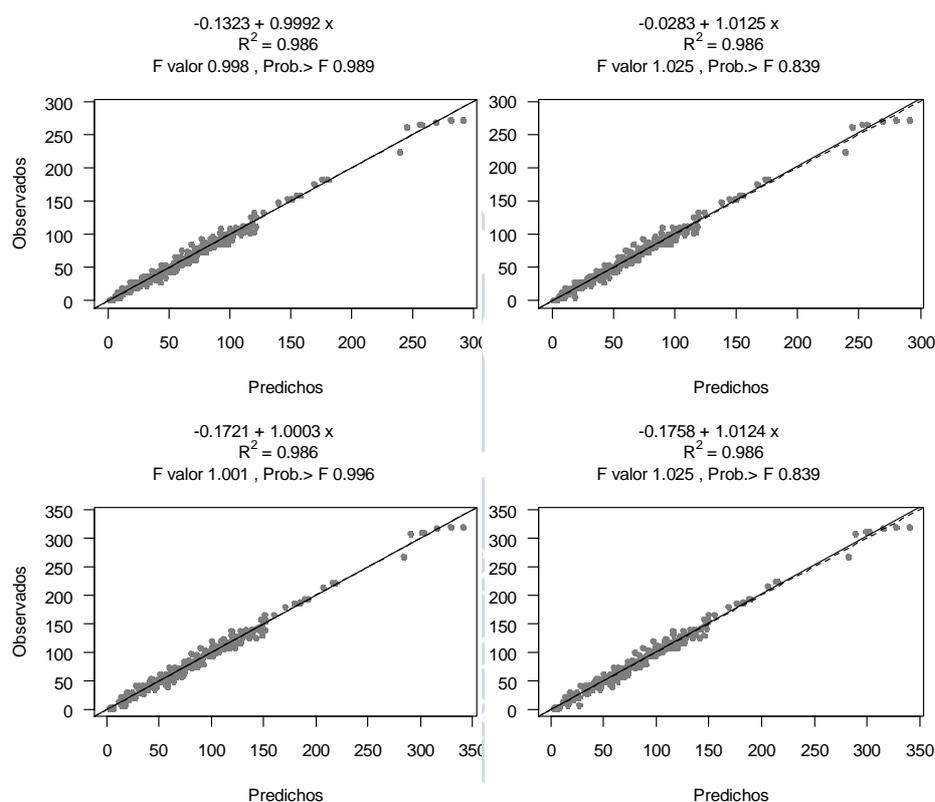


Figura 7.7. Gráfico de valores observados frente a valores predichos para biomasa de rodal (t/ha) de madera (izquierda) y biomasa total (derecha), empleando el modelo de Wang y Baker (2007) (arriba) y una combinación de éste con el modelo ajustado en esta tesis (debajo). Línea continua: ajuste; línea punteada: recta 1:1.

7.3. Estimación de turnos y volúmenes

En este apartado se muestra una comparación de las predicciones del turno y de la producción en volumen del modelo ajustado en esta tesis. Finalmente, se muestran las comparaciones con las tablas de producción para distintos espaciamientos en primer

turno elaboradas por Fernández-López (1985), ya que como se pudo saber por entrevistas con empresas, aun se emplean para la estimación de volúmenes.

Para estimar las producciones en volumen (m^3/ha) y los turnos de máxima renta correspondientes al modelo ajustado se simularon diferentes situaciones de partida mediante las variables de entrada: edad, altura dominante y número de pies por hectárea. Estas variables se simularon a partir de los 7 años, que es cuando la función de inicialización establece un valor de área basimétrica con menor error. La mortalidad fue simulada desde la densidad de plantación, tomando posteriormente el valor de la densidad a los 7 años para su inclusión en las condiciones de partida.

En la Tabla 7.11 se exponen los resultados obtenidos para turnos y volúmenes, con y sin corteza, correspondientes solamente al modelo ajustado, ya que el modelo combinado, que parecía mejor opción, predijo turnos mayores para la mejor calidad simulada, en contra de lo que ocurre en la realidad. También se incluye el volumen estimado a las edades de 15 y 21 años utilizando el modelo ajustado, denotados por V_{cc15} y V_{cc21} , como aproximaciones a las edades de corta empleadas en Galicia. Los supuestos se hicieron para masas de calidad 10, 15, 20 y 25 m a la edad de referencia $t_{ref} = 7$ años, para las densidades iniciales de 1600 (2,5 m x 2,5 m), 1333 (2,5 m x 3 m) y 1111 pies/ha (3 m x 3 m), todas ellas incluidas entre los datos recopilados, y considerando que existe mortalidad.

El hecho de que las predicciones de turnos del modelo combinado se comporten de manera anormal pudo deberse a que las funciones del modelo de Wang y Baker (2007) solo se ajustaron para datos entre 1 y 10 años, por lo que no sería apropiado para estimar producciones más allá de esta edad. Aunque en ocasiones los modelos pueden predecir con relativa precisión fuera, pero cerca, del intervalo de los datos empleados, en esta ocasión no se puede considerar el empleo de la función de área basimétrica de Wang y Baker (2007), cuando por los resultados mostrados en el apartado anterior parecía una opción menos sesgada que las demás, incluso para proyecciones que incluyen datos por encima de los 10 años.

Respecto al modelo ajustado en esta tesis, los volúmenes obtenidos fueron siempre mayores en las menores densidades. Esto es así ya que las tarifas ajustadas no corresponden al volumen total de los árboles sino al volumen hasta un diámetro en punta delgada. De esa manera, es lógico suponer que habrá un mayor porcentaje de madera gruesa en las densidades menores, en las que los árboles son de mayor diámetro a igualdad de otras condiciones. Además, se observa una gran semejanza entre los volúmenes de distintas densidades, lo que está en sintonía con la ley de Eichhorn, que relaciona la producción con la altura dominante, y también con la ley de Assmann, que establece que la producción acumulada al final del turno tiende a ser constante, siempre que las cortas intermedias estén dentro de un rango. Si bien no se hacen claras en la especie, sí se produce mortalidad, que reduce el número de pies al igual que las cortas. Por último, y dado que el producto de interés para la industria pastera es la madera, se

observa que el turno en volumen sin corteza es diferente del turno en volumen con corteza, sumando un año para la peor calidad ($IS = 10$), y para una calidad 20 en densidades iniciales de 1333 y 1111 pies/ha.

Tabla 7.11. Estimación de turnos de máxima renta en volumen sin y con corteza, volúmenes sin y con corteza en turno y volúmenes con corteza a los 15 y 21 años, para los supuestos iniciales con $IS = 10, 15, 20$ y 25 m ($t_{ref} = 7$ años) y densidades de plantación de 1600, 1333 y 1111 pies/ha para el modelo de crecimiento y producción ajustado en esta tesis y empleando la función de inicialización de G .

IS	Densidad inicial (pies/ha)	Turno de máxima renta en volumen sin corteza	V_{sc} (m^3/ha)	Turno de máxima renta en volumen con corteza	V_{cc} (m^3/ha)	V_{cc15} (m^3/ha)	V_{cc21} (m^3/ha)
10	1600	15	58,1	14	65,4	70,0	93,7
10	1333	15	58,8	14	65,9	70,7	94,5
10	1111	15	59,5	14	66,6	71,3	95,3
15	1600	13	114,3	13	135,9	155,2	202,2
15	1333	13	115,7	13	137,2	156,6	203,9
15	1111	13	117,1	13	138,6	158,1	205,6
20	1600	12	194,9	12	229,3	279,8	358,4
20	1333	12	197,4	11	212,3	282,5	361,4
20	1111	12	199,8	11	214,5	285,1	364,4
25	1600	11	293,1	11	342,3	448,49	556,9
25	1333	11	296,9	11	345,7	433,9	574,9
25	1111	11	300,6	11	349,2	451,8	591,8

Nota: V_{cc} : volumen del rodal con corteza (m^3/ha); V_{sc} : volumen del rodal sin corteza (m^3/ha); V_{cc15} : volumen del rodal con corteza a los 15 años (m^3/ha); V_{cc21} : volumen del rodal con corteza a los 21 años (m^3/ha).

Otro análisis correspondió a la comparación de turnos y volúmenes entre las opciones de utilizar el área basimétrica predicha por la función de inicialización o de utilizar un valor medido. Para ello se emplearon datos reales de cinco parcelas con una edad de 10 años, seleccionando estos casos por ser anteriores y próximos al turno estimado según las simulaciones anteriores (Tabla 7.12). Las diferencias entre ambos tipos de estimación indicaron que las predicciones a partir de la función de inicialización se produjeron tanto por exceso como por defecto, si bien los casos por exceso mostraron mayores diferencias.

Tabla 7.12. Estimación de volúmenes con corteza (V_{cc} , m^3/ha) a partir de valores de área basimétrica (G , m^2/ha) conocidos y predichos con la función de inicialización ajustada.

V_{cc} predicho (m^3/ha) G_1 conocida	352	234	189	226	196
V_{cc} predicho (m^3/ha) G_1 predicha	482	267	240	219	189

Finalmente, se compararon los valores predichos de volumen sin corteza por el modelo ajustado en esta tesis con los valores reflejados en las tablas de producción de Fernández-López (1985). Para ello se emplearon las calidades de 14, 20 y 26 m a la edad de 10 años referida en dicha publicación, correspondientes a calidades de 11,1, 16,1 y 21,2 m a la edad de 7 años para el modelo ajustado en esta tesis. En la Tabla 7.13 se comparan los valores de los volúmenes estimados a los 13 años, que es la edad más próxima al turno teniendo en cuenta los valores obtenidos según la anterior Tabla 7.11, y para la que Fernández-López (1985) también indica el volumen. Los resultados corresponden a volumen de rodal hasta 7 cm en punta delgada sin corteza (V_{sc}), aunque también se indican los volúmenes con corteza (V_{cc}) para el modelo ajustado.

Si bien Fernández-López (1982) indica que la mortalidad es del 0,5% para plantaciones de *E. globulus* de primer turno, el mismo autor propone no considerar mortalidad debido al turno tan corto de la especie en sus tablas de producción para diferentes espaciamientos (Fernández-López, 1985), y Vanclay (1994, p. 8) indica que tanto la mortalidad como el reclutamiento pueden ser ignorados en plantaciones bajo una gestión intensiva. Por tanto, las comparaciones se han hecho de dos formas, con y sin mortalidad.

Tabla 7.13. Comparación de los volúmenes a los 13 años estimados con el modelo ajustado en esta tesis frente a los calculados por Fernández-López (1985), para los supuestos iniciales con $IS = 14, 20$ y 26 ($t_{ref} = 10$ años) y densidades de plantación de 1600 y 1111 pies/ha, para simulaciones con y sin mortalidad, y empleando la función de inicialización del área basimétrica.

IS ($t_{ref}=7$)	IS ($t_{ref}=10$)	Densidad inicial (pies/ha)	Modelo ajustado sin mortalidad		Fernández-López (1985)		Modelo ajustado con mortalidad		Fernández-López (1985)	
			V_{cc} (m^3/ha)	V_{sc} (m^3/ha)	V_{sc} (m^3/ha)	Diferencia V_{sc} (%)	V_{cc} (m^3/ha)	V_{sc} (m^3/ha)	V_{sc} (m^3/ha)	Diferencia V_{sc} (%)
11,1	14	1600	107	89	72	-19,1	105	87	72	-17,2
		1111	109	91	68	-25,1	107	90	68	-24,4
16,1	20	1600	164	137	195	+42,3	217	184	195	+5,97
		1111	167	140	187	+33,6	221	188	187	-0,01
21,2	26	1600	229	192	384	+100	378	324	384	+18,5
		1111	234	197	375	+93,3	386	332	375	+12,9

Nota: V_{cc} : volumen de rodal con corteza (m^3/ha); V_{sc} : volumen de rodal sin corteza (m^3/ha)

Como se puede comprobar, para la calidad inferior se obtienen valores mayores de volumen con el modelo ajustado en esta tesis, mientras que en las otras dos, y especialmente en la mejor calidad, se obtienen volúmenes menores. También se observa que prácticamente no hay diferencias entre los volúmenes en la peor calidad si se comparan las opciones con y sin mortalidad, mientras que sí hay grandes diferencias en las otras dos calidades, siendo mayores las estimaciones que sí consideran mortalidad, aun a pesar de que en las tablas de Fernández-López no se consideró esa disminución del número de pies, como ya se ha comentado. Por otra parte, hay que volver a incidir en el hecho de que se ha utilizado en las estimaciones del modelo ajustado en esta tesis la función de inicialización de área basimétrica, con los comentados errores que eso supone.

Aceptando que los valores aportados por Fernández-López (1985) son representativos de la realidad de su época, la reducción de la producción que se observa en las calidades altas utilizando el modelo ajustado en esta tesis podría ser debida a los problemas surgidos en la mayoría de las plantaciones desde los años 90 por enfermedades (*Mycosphaerella* spp.) y/o sobre todo por la plaga defoliadora (*Gonipterus scutellatus*), ya que pueden reducir de forma importante la producción (Merino et al., 2003). Aunque el goniptero ha sido tratado por control biológico con el parasitoide *Anaphes nitens* (Pérez et al., 2003), y en las entrevistas con productores se indicaron mejoras puntuales en el vigor asociadas a campañas sanitarias con este enemigo del gorgojo, se constató la presencia de daños por defoliación en la totalidad de las parcelas instaladas para esta tesis. Además, las continuas rotaciones de la especie, que suponen la extracción a través de la biomasa de una importante proporción de los nutrientes del sistema (Álvarez-González et al. 2005a), derivan en una menor disponibilidad de nutrientes para los sucesivos turnos. También las prácticas de acordonar los restos y los propios aprovechamientos suponen una elevada extracción de nutrientes, en suelos que comparativamente tienen pocos (Merino et al., 2003).

Por otra parte, el empleo de planta procedente de mejora genética, o reproducción clonal, además de los programas de fertilización y una mejor evaluación del sitio antes de plantación pueden ser los causantes del aumento que se refleja en la comparativa con las producciones de la calidad más baja. En este sentido, y tras diversas entrevistas, se sabe que muchos propietarios llevan a cabo programas, más o menos sofisticados en su elaboración, que pueden incluir análisis de suelos, fertilización en el momento de la plantación (aunque no en todas las plantaciones, según Merino et al., 2003) y búsqueda de planta de calidad. También se realizan controles de la vegetación arbustiva por trituración, lo que facilita el aporte de nutrientes a la plantación, si bien no se aplican con la misma intensidad y/o frecuencia en todos los casos.

Como se acaba de indicar, existen justificaciones para tratar de explicar las diferencias entre los dos modelos en las calidades extremas, pero sin embargo no se puede asegurar que tales diferencias sean reales, pues el modelo de esta tesis se ha ajustado con poca información en las calidades extremas. Sin embargo, los resultados

para las calidades intermedias, donde mayor cantidad de datos se consiguió, son muy similares a los indicados por Fernández-López (1985). En cualquier caso, el empleo del modelo de esta tesis para la predicción de volúmenes en un momento determinado o en intervalos cortos, así como las pruebas realizadas en aprovechamientos reales, como se ha discutido en capítulos anteriores, indicaron que sus estimaciones son realistas.



8. *EucaTool*[®]: aplicación web para estimar el crecimiento y la producción de las plantaciones de *Eucalyptus globulus* de Galicia

Como se ha podido comprobar en los apartados anteriores, el modelo de crecimiento y producción para las plantaciones de *Eucalyptus globulus* de Galicia desarrollado en esta tesis está compuesto por diferentes ecuaciones, módulos o funciones (de transición y de salida), así como por las relaciones entre las mismas. De tal manera, la aplicación práctica del modelo resulta muy compleja para sus potenciales usuarios, que son los selvicultores y gestores forestales de Galicia y de las regiones próximas, así como los investigadores, docentes y estudiantes de las diferentes facultades y centros de investigación forestales.

Para solucionar este importante inconveniente, y con el objeto de cumplir con el último e imprescindible paso de cualquier investigación (y muy especialmente de la realizada desde el sector público), que consiste en difundir y transferir los resultados obtenidos al sector de la sociedad interesado en ellos, lo que por otra parte da sentido a todo el esfuerzo y recursos dedicados a la investigación, se ha diseñado y desarrollado un simulador informático denominado *EucaTool*[®] para facilitar la aplicación del modelo elaborado en esta tesis doctoral.

EucaTool[®] es una aplicación web o de software “en la nube”, de acceso e utilización gratuita, que ha sido desarrollada para estimar el crecimiento y la producción de plantaciones de semilla y clonales de eucalipto (*Eucalyptus globulus* Labill.) en Galicia. Para ello, *EucaTool*[®] implementa el modelo dinámico de crecimiento y producción desarrollado en esta tesis, válido para plantaciones clonales y no clonales de la especie en primera rotación de Galicia y que, como ya se ha mencionado, integra diferentes módulos o funciones de transición para la altura dominante (curvas de calidad de la estación), número de pies por hectárea (función de mortalidad) y área basimétrica, junto con ecuaciones o tarifas de cubicación, de biomasa y de carbono.

Concretamente, la aplicación permite estimar de forma muy sencilla el volumen, la biomasa y el contenido de carbono de dichas plantaciones a partir de datos de árboles individuales, de clases diamétricas o de valores medios de rodales, así como predecir también su crecimiento y producción futura (indicando la edad óptima de corta por máxima renta en especie) a partir de la medición tres variables medias del rodal: número de árboles por hectárea, altura dominante y área basimétrica; y la edad correspondiente.

EucaTool[®] permite generar informes de las simulaciones realizadas, que se exponen en vista preliminar para ser impresos. Con los informes también se genera un código QR para poder acceder a las simulaciones digitales desde cualquier lector QR.

Puede accederse a EucaTool[®] desde cualquier dispositivo con conexión a internet desde la dirección: <http://app.eucatool.com>. Además, toda la información relativa a su uso está publicada en una web ligada al aplicativo: <http://www.eucatool.com>

En el Anexo III se incluye el manual de uso de EucaTool[®], en el que se detallan todas las utilidades de la aplicación así como la manera de utilizarla.



9. Conclusiones

A continuación se exponen las principales conclusiones derivadas de los diferentes análisis llevados a cabo:

- Se ha desarrollado un modelo dinámico de crecimiento y producción para plantaciones clonales en primer turno y de brinzales de *Eucalyptus globulus* destinadas a celulosa en Galicia. Los datos disponibles para el ajuste de las funciones de transición del modelo dinámico, aunque de buena calidad, son mejorables, ya que no se pudieron obtener datos de plantaciones clonales mayores de 11 y 13 años para clones F1 y F0 respectivamente, ni se cubren las calidades extremas en el intervalo completo desde 1 a 21 años; además, los períodos entre los inventarios fueron cortos (1 año). Por tanto, se recomienda la continuidad y ampliación de la red de parcelas, recogiendo la información de los tratamientos aplicados en cada caso.
- Los mejores modelos para las funciones de altura dominante (e índice de sitio) y área basimétrica fueron funciones polimórficas con diferentes asíntotas (Korf GADA), con errores críticos del 9,7% y 12,6% respectivamente. El mejor modelo para la función de mortalidad fue la ecuación diferencial propuesta por Woollons (1998) expresada en forma de diferencias algebraicas (ADA), que genera curvas sigmoides con mayores tasas de mortalidad para mayores densidades iniciales, y que obtuvo un error crítico del 7,2%.
- El rango de índices de sitio observados fue de 7-25 m a la edad de referencia de 7 años. El rango de áreas basimétricas observadas fue de 4-25 m²/ha a la edad de 7 años. La selección de la edad de referencia fue evaluada en ambos casos mediante el error relativo, resultando un valor del 3,8% para el índice de sitio y del 5,6% para el área basimétrica.
- Las funciones de salida de volumen y biomasa proporcionaron estimaciones por debajo del límite de rechazo del 20% en proyecciones a uno, dos y/o tres años, considerándose las tarifas de cubicación muy buenas para la estimación de la producción a partir de datos de campo, como quedó probado en cubicaciones reales. El modelo para rodales en los que el volumen es superior a 450 m³/ha es

muy útil, sobre todo si se tiene en cuenta que existe un elevado número de rodales con grandes volúmenes y en edades superiores a la del turno, inherente al tipo de propiedad existente en Galicia y al modelo de gestión que ésta conlleva.

- Los diferentes análisis llevados a cabo para tratar de identificar diferencias en las funciones de crecimiento y de salida según los materiales de reproducción (brinzales y clones), tipos de suelo (granitos/esquistos) y variables climáticas (relativas a precipitación y heladas) indicaron que la mejor solución era un modelo único (o reducido) en todos los casos.
- Los test realizados sobre determinadas características de la madera, a partir de muestras de trozas comparables, indicaron que la densidad básica (kg/m^3) es mayor para los clones que para brinzales, lo que implicaría una mayor producción de pasta a partir de árboles clonales que de semilla a igualdad en las variables de estado del rodal. No obstante, los resultados de densidad básica no deben tomarse como concluyentes, ya que las muestras no se recogieron ni se trataron específicamente para este propósito.
- El análisis de las partes del árbol indicó que la longitud de copa relativa (respecto de la altura total), la biomasa relativa de ramas de todos los tamaños y hojas (respecto de la biomasa total) y el espesor de corteza relativo (respecto del diámetro normal) son mayores en los clones que en los brinzales. Por tanto, cuando el ajuste de modelos por separado no fue significativo, los modelos reducidos que incluyeron las variables longitud de copa (para biomasa de hojas), o espesor de corteza (para biomasa de corteza y madera), que además supusieron mejoras en las estimaciones, permitirían identificar las diferencias entre brinzales y clones. La variable "defoliación", aunque subjetiva, mejoró los resultados del modelo de biomasa de hojas en comparación con un modelo que no la incluyó.
- La recuperación de los parámetros de la función Weibull por el método de los momentos no proporcionó los resultados deseables a nivel de parcela y, por tanto, se deberían probar otras metodologías, aunque la predicción a nivel de muestras grandes parece ser adecuada. Asumiendo los altos errores críticos en la etapa de evaluación (de diferentes destinos comerciales), la predicción del diámetro medio aritmético indicó errores críticos muy bajos, con un valor del 3,9% para clones F0, y del 5,4% para clones F1. Para el caso de los brinzales, las predicciones situaron los errores en el valor límite del 10%. En el análisis de las distribuciones

diamétricas se encontraron diferencias, siendo las de clones F1 y brinzales similares y menos apuntadas que las de clones F0.

- Para facilitar la aplicación práctica del modelo desarrollado en esta tesis doctoral se desarrolló una aplicación web llamada EucaTool[®], de acceso y uso gratuitos a través de la dirección <http://app.eucatool.com>. Esta aplicación permite estimar el volumen, la biomasa y el carbono, así como el crecimiento y la producción futura de rodales de *Eucalyptus globulus* destinadas a celulosa, utilizando datos de árboles individuales, de clases diamétricas o variables de rodal.

The main conclusions derived from the study are now presented in English:

- A dynamic growth and yield model was developed for first rotation clonal and seedling *Eucalyptus globulus* stands growing in Galicia and destined for pulp production. Data available for this dynamic model, although of good quality, could be improved, as no data from clonal plantations beyond 11 and 13 years were available for clones F1 and F0 respectively, and the extreme site qualities for the entire age range (1 to 21 years) were not sampled. Moreover, the interval between inventories was short (1 year). New inventories of the established plots and new plots are recommended, in order to collect more information and treatments applied in each case.
- The best models for both dominant height (and site index) and basal area were polymorphic functions with different asymptotes (Korf GADA), with critical errors of respectively 9.7% and 12.6%. The best model for the mortality function was that proposed by Woollons (1998), using the algebraic difference approach (ADA), which generates a sigmoidal curve model, which implies higher mortality rates for higher initial stand stocking, with a critical error of 7.2%.
- The observed range of site quality was 7-25 m at a reference age of 7 years. The observed range of basal area classes was 4-25 m²/ha at the same age (7 years). Selection of the reference age was assessed by the relative error, yielding a value of 3.8% for dominant height, and 5.6% for basal area.
- Output functions for volume and biomass over time (1 to 3 years) provided critical errors below the 20% cut-off, and were considered very good for

predicting production rates from field data, as proven for real predictions. The stand volume equation for cases in which volume is over 450 m³/ha is very useful, particularly considering the large number of high volume stands with ages beyond the optimal rotation, which is inherent in the ownership model for Galicia.

- Assessment of different growth and output functions depending on the reproductive material (seedlings/clones), soil (granite/schist) and climatic variables (related to rainfall and frosts) indicated that the best solution was a single (or reduced) model in all cases.
- Tests for wood characteristics, using comparable samples of logs, indicated that the basic density (kg/m³) decreased in the order Anselmo (F0 clone) > Odiel (F1 clone) > seedlings, which implies greater pulp production from clonal than from seedling trees for a similar stand state vector. However, the basic density results should not be considered conclusive, as samples were not collected or specifically treated for this purpose.
- Analysis of different tree parts indicated that the relative crown length (in relation to the total height), relative biomass of all sizes branches and leaves (in relation to total biomass) and relative bark thickness (in relation to diameter at breast height) are greater in clones than in seedlings. Therefore, after rejection of a complete model, a reduced model including crown length (for leaf biomass), or bark thickness (for bark and wood biomass) as variables proved that model improved and could help to identify the differences between seedlings and clones. The variable “defoliation”, although subjective, and no better than the crown length, improved estimates of leaf biomass relative to a model that did not include the variable.
- The moment-based parameter recovery method applied to the Weibull function did not provide the desired results at plot level and therefore other approaches should be tried. However, prediction for large samples seem to be adequate. Despite the large critical errors obtained when evaluating estimates of tree number in each diameter class (for different commercial purposes), prediction of mean diameter indicated very low critical errors, with values of 3.9% for F0 clones and 5.4% for F1 clones. In the case of seedlings, critical error was close to

the limit of 10%. In addition, the diameter distributions of F0 clones were more peaked than for F1 clones and seedlings, which had similar distributions.

- To enable practical application of the developed model, a web application called EucaTool[®], which is cost free, accessible and usable at <http://app.eucatool.com>, was developed. This application enables prediction of volume, biomass and carbon content and of growth and future production of *Eucalyptus globulus* pulp stands, using data from individual trees, diameter classes or stand variables.



10. Referencias

- Alder, D. 1980. Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento. Estudios FAO Montes 22/2, Roma, 198 pp.
- Álvarez, J. G., Schröder, J., Rodríguez R., Ruiz, A. D. 2002. Modelling the effect of thinnings on the diameter distributions of even-aged Maritime pine stands. *Forest Ecology and Management*. 165: 57-65.
- Álvarez-González, J.G., Barrio Anta, M., Diéguez Aranda, U., Rojo Alboreca, A. 2004a. Metodología para la construcción de curvas de calidad de estación. *Cuad. Soc. Esp. Cienc. For.* 18: 303-309.
- Álvarez-González, J. G., Castedo-Dorado, F., Ruiz-González, A. D., López-Sánchez, C.A., von Gadow K. 2004b. A two-step mortality model for even-aged stands of *Pinus radiata* D. Don in Galicia (Northwestern Spain). *Annals of Forest Science*. 61: 439-448. doi:10.1051/forest:2004037.
- Álvarez-González, J. G., Balboa, M. A., Merino, A., Rodríguez-Soalleiro, R. 2005a. Estimación de la biomasa arbórea de *Eucalyptus globulus* y *Pinus pinaster* en Galicia. *Recursos Rurais*. 1 (1): 21-30.
- Álvarez González, J. G., Ruiz González, A. D., Rodríguez Soalleiro, R., Barrio Anta, M. 2005b. Ecoregional site index models for *Pinus pinaster* in Galicia (northwestern Spain). *Annals of Forest Science*. 62 (2): 115-127.
- Álvarez-González J. G., Zingg, A., Gadow, K. 2010. Estimating growth in beech forests: a study based on long term experiments in Switzerland. *Annals of Forest Science*. 67 (3): 307. doi:10.1051/forest/2009113.
- Amaro, A. 1997. Modelação do crescimento de povoamentos de *Eucalyptus globulus* Labill. em 1ª rotação. O património florestal de uma empresa. Ph. D. Thesis. Inv. Op. Eng. Sist. Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa. (Inédito).
- Amaro, A., Tomé, M., Themido, I. 1997. ALBA, un modelo de crecimiento en área basal para povoamentos de eucalipto. En: *Actas del "II Congreso Forestal Español- Irati 97"*. Puertas, F. y Rivas, M. (Eds.). Pamplona, 23-27 junio 2001. Mesa IV, Tomo IV, pp. 39-44.
- Amaro, A., Reed, D., Soares, P. (Eds.) 2003. *Modelling forest systems*. CABI publishing.
- Amateis, R. L., Burkhart, H. E., Jiping, L. 1997. Modeling survival in juvenile and mature loblolly pine plantations. *For. Ecol. Manage.* 90: 51-58.
- António, N., Tomé, M., Tomé, J., Soares, P., Fontes, L. 2007. Effect of tree, stand, and site variables on the allometry of *Eucalyptus globulus* tree biomass. *Canadian Journal of Forest Research*, 37: 895-906.

- Arias-Rodil, M., Crecente-Campo, F., Barrio-Anta, M., Diéguez-Aranda, U. 2014. Evaluation of age-independent methods of estimating site index and predicting height growth: a case study for maritime pine in Asturias (NW Spain). *European Journal of Forest Research*. (disponible on line). doi: 10.1007/s10342-014-0845-z
- Assmann, E. 1970. *The principles of Forest Yield Study*. Pergamon Press, Oxford, New York, 506 pp.
- Bailey, R. L., Dell, T. R. 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. *Forest Science*. 19 (2): 97-104.
- Bailey, R. L., Clutter, J. L. 1974. Base-age invariant polymorphic site curves. *Forest Science*. 20 (2): 155-159.
- Bailey, R. L. Borders, B. E., Ware, K. D., Jones, E. P. 1985. A compatible model for relating slash pine plantation survival to density, age, site index and type and intensity of thinning. *Forest Science*. 31: 180-189.
- Bailey, R. L., Burgan, T. M., Jokela, E. J. 1989. Fertilized mid-rotation-aged slash pine plantations- stand structure and yield prediction models. *South J Appl For*. 13: 76-80.
- Baldwin, V. C., Feduccia, D. P. 1987. *Loblolly Pine Growth and Yield Prediction for Managed West Gulf Plantations*. USDA Forest Service. Research Paper SO-236.
- Barrio, M. 2003. Crecimiento y producción de las masas naturales de *Quercus robur* L. en Galicia. Escola Politécnica Superior de Lugo. Universidad de Santiago de Compostela. 252 pp. (inédito).
- Barrio-Anta, M., Castedo Dorado, F., Diéguez-Aranda, U., Álvarez-González, J. G., Parresol, B. R., Rodríguez-Soalleiro R. 2006. Development of a basal area growth system for maritime pine in northwestern Spain using the generalized algebraic difference approach. *Canadian Journal of Forest Research*. 36(6): 1461-1474.
- Barrio-Anta, M., Diéguez-Aranda, U., Castedo Dorado, F., Álvarez González, J. G., Gadow, K.v. 2007. Merchantable volume system for pedunculate oak in northwestern Spain. *Annals of Forest Science*. 64 (5): 511-520.
- Barrio-Anta, M., Sixto-Blanco, H., Viñas, I. C. R. D., Castedo-Dorado, F. 2008. Dynamic growth model for I-214 poplar plantations in the northern and central plateaux in Spain. *Forest ecology and management*. 255 (3): 1167-1178.
- Baskerville, G. L. 1972. Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. *Canadian Journal of Forest Research*. 2 (1): 49-53.
- Bates, D. M., Watts, D. G. 1988. *Nonlinear regression analysis and its applications*. John Wiley and Sons, New York.
- Beekhuis, J. 1966. Prediction of yield and increment in *Pinus radiata* stands in New Zealand. N.Z. Forest Service, FRI Tech. Pap. n° 49, 39 pp.
- Bermúdez, J., Piñeiro, G. 2001. La biomasa forestal en Galicia. Situación actual y perspectivas de aprovechamiento. *CIS-Madera*. 5: 27-40.

- Bermúdez, J., Touza, M. 2000. Las cifras del Tercer Inventario Forestal de Galicia y su incidencia en la industria de la transformación de la madera. CIS-Madera. 4: 6-24.
- Bi, H. 1994. Volume equations for six *Eucalyptus* species on the south-east tablelands of New South Wales. Research Division, State Forests of New South Wales.
- Bi, H., Turner, J., Lambert, M. J. 2004. Additive biomass equations for native eucalypt forest trees of temperate Australia. *Trees* 18: 467-479.
- Bi, H. 2004 Stochastic frontier analysis of a classic self-thinning experiment. *Austral Ecol.* 29, 408-417.
- Borders, B. E., Patterson, W. D. 1990. Projecting stand tables: a comparison of the Weibull diameter distribution method, a percentile-based projection method and a basal area growth projection method. *Forest Science.* 36: 413-424.
- Brañas, J., González-Río, F., Soalleiro, R., Merino, A. 2000a. Biomasa Maderable y no Maderable en Plantaciones de Eucalipto. Cuantificación y estimación. CIS-Madera. 4: 72-75.
- Brañas, J., González-Río, F., Merino, A. 2000b. Contenido y distribución de nutrientes en plantaciones de *Eucalyptus globulus* del noroeste de la península ibérica. *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales.* 9 (2): 316-335.
- Brown, S. 2002. Measuring carbon in forests, current status and future challenges. *Environmental Pollution*, 116: 363-372.
- Brownlee, K. A. 1967. *Statistical theory and methodology in science and engineering.* Second Edition. John Wiley and Sons, N.Y. 400 pp.
- Buchman, R. G., Shifley, S. R. 1983. Guide to evaluating forest growth projection systems. *Journal of Forestry.* 81(4): 232-254.
- Burnham, K. P., Anderson, D. R. 1998. *Model selection and inference: a practical information-theoretic approach.* Springer-Verlag, New York, 353 pp.
- Burnham, K. P., Anderson, D. R. 2002. *Model selection and multimodel Inference: A practical Information-Theoretic Approach*, 2º ed. Springer-Verlag, Nueva York, 304 pp.
- Burk, T. E., Burkhart, H. E. 1984. Diameter distributions and yields of natural stands of loblolly pine. School of Forestry and Wildlife Resources, VPI & SU. Publication N° FSW-1-84, 22 pp.
- Burkhart, H. E. 2003. Suggestions for Choosing an Appropriate Level for Modelling Forest Stands. En: *Proceedings of IUFRO workshop "Reality, models and parameter estimation - the forestry scenario"*. Sesimbra (Portugal), 2-5 June 2002.
- Burkhart, H. E., Tomé, M. 2012. *Modeling forest trees and stands.* Springer, Berlín, 457 pp.
- Calama R., Cañadas N., Montero G. 2003. Inter-regional variability in site index models for even-aged stands of stone pine (*Pinus pinea* L.) in Spain. *Annals of Forest Science.* 602: 259-269.
- Cao Q. 2004. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. *Foresto Science.* 50 (5): 682- 685.

- Carvalho, J. P., Parresol, B. R. 2003. Additivity in tree biomass components of Pyrenean oak (*Quercus pyrenaica* Willd.). *Forest Ecology and Management*. 179 (1): 269-276.
- Castedo-Dorado, F., Diéguez-Aranda, U., Álvarez-González, J. G., 2007. A growth model for *Pinus radiata* D. Don stands in north-western Spain. *Annals of Forest Science*. 64: 453- 465.
- Castilla, G., Prieto, A. 1992. Desarrollo y utilización de un simulador de producción de madera para masas de *P. radiata* en el País Vasco. *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales*. 1 (2): 189-209.
- Chippendale, G. M. 1988. *Eucalyptus*, Angophora (Myrtaceae). *Flora of Australia* 19. Australian Government Publishing Service, Canberra. 543 p.
- Cieszewski, C. J., Bailey, R. L., 2000. Generalized Algebraic Difference Approach: Theory based derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes. *Forest Science*. 46: 116–126.
- Cieszewski, C. J., Harrison, M. I. K. E., Martin, S. W. 2000. Practical methods for estimating non-biased parameters in self-referencing growth and yield models. University of Georgia PMRC-TR, 7.
- Cieszewski, C. J. 2002. Comparing fixed- and variable-base-age site equations having single versus multiple asymptotes. *Forest Science*. 48: 7–23.
- Clutter, J. L., Jones, E. P. 1980. Prediction of growth after thinning in old-field slash pine plantations. USDA Forest Service Res. Pap. SE-217, 19 pp.
- Clutter, J. L., Fortson, J. C., Pienaar, L. V., Brister, G. H., Bailey, R. L. 1983. *Timber management: a quantitative approach*. Krieger Publishing Company, New York, 333 pp.
- Cochran, W. G. 1968. The effectiveness of adjustment by subclassification in removing bias in observational studies. *Biometrics*. 24 (2): 295-313.
- Condés S. 1997. Simulación de parcelas arboladas con datos del II Inventario Forestal Nacional. Doctoral thesis. Universidad Politécnica Madrid.
- Confemadera, Resultados Industria de la Madera de Galicia 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014. <http://confemaderagalicia.es/>. Acceso: 29 de marzo de 2015.
- Crecente-Campo, F., Tomé, M., Soares, P., Diéguez-Aranda, U. 2010. A generalized nonlinear mixed-effects height–diameter model for *Eucalyptus globulus* Labill. in northwestern Spain. *Forest Ecology and Management*. 259 (5): 943-952.
- Davis, L. S., Johnson, K. N., Bettinger, P. S., Howard, T. E. 2001. *Forest management: to sustain ecological, economic, and social values*. McGraw-Hill Series in Forest Resources, New York, 804 pp.
- Del Río, M. 1999. Régimen de claras y modelo de producción para *Pinus sylvestris* L. en los Sistemas Central e Ibérico. Tesis Doctorales INIA nº 2, Serie Forestal, 255 pp.
- DGCN. 1998. Segundo inventario forestal nacional, 1986-1996. España. Dirección General de Conservación de la Naturaleza, Ministerio de Medio Ambiente, Madrid.

- DGCN. 2002. Tercer inventario forestal nacional, 1997-2006: Galicia. Dirección General de Conservación de la Naturaleza, Ministerio de Medio Ambiente, Madrid.
- Díaz-Balteiro, L., Bertomeu, M., Giménez, J. C. 2008. Gestión óptima de *Eucalyptus globulus* en Galicia. Gestión óptima de *Eucalyptus globulus* en Galicia. III Congreso de la Asociación Hispano-Portuguesa de economía de los Recursos Naturales y Ambientales. Mallorca, 2008.
- Diéguez-Aranda, U., Barrio, M., Castedo, F., Ruiz González, A. D., Álvarez Taboada, M. F., Álvarez González, J. G., Rojo, A. 2003. Dendrometría. Editorial Mundi-Prensa y Fundación Conde del Valle de Salazar. Madrid, 325 p. ISBN 84-86793-93-9 (Fundación Conde del Valle de Salazar) y 84-8476-145-2 (Mundi-Prensa).
- Diéguez-Aranda, U., Castedo-Dorado, F., Álvarez-González, J. G., & Rodríguez-Soalleiro, R. 2005a. Modelling mortality of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) plantations in the northwest of Spain. *European Journal of Forest Research*. 124 (2): 143-153.
- Diéguez-Aranda, U., Castedo, F., Álvarez González, J. G. 2005b. Funciones de crecimiento en área basimétrica para masas de *Pinus sylvestris* L. procedentes de repoblación en Galicia. *Investigación Agraria, Sistemas y Recursos Forestales*. 14 (2): 253-266.
- Diéguez-Aranda, U., Castedo-Dorado, F., Álvarez-González, J. G., Rojo-Alboreca, A. 2006a. Dynamic growth model for Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) plantations in Galicia (north-western Spain). *Ecological Modelling*. 191 (2): 225-242.
- Diéguez-Aranda, U., Grandas-Arias, J. A., Álvarez-González, J. G., Gadow, K. v. 2006b. Site quality curves for birch stands in north-western Spain. *Silva Fennica*. 40 (4): 631-644.
- 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. Consellería do Medio Rural, Xunta de Galicia. 268 p.
- Dong, L., Zhang, L., Li, F. 2015. A Three-Step Proportional Weighting System of Nonlinear Biomass Equations. *Forest Science* 61(1):35–45. <http://dx.doi.org/10.5849/forsci.13-193>.
- Draper, N. R., Smith, H. 1981. *Applied regression analysis*. John Wiley & Sons, New York, 709 pp.
- Echevarría, I. 1952. Producción del *Eucalyptus globulus*. Ministerio de Agricultura. Dirección General de Montes, Caza y Pesca Fluvial. Instituto Forestal de Investigaciones y Experiencias. Nº 62. Madrid. 44 pp.
- Eldridge, K., Davidson, J., Harwood, C., van Wyk, G. 1993. *Eucalyptus* domestication and breeding. Oxford University Press.
- Erviti, J. J. 1991. Desarrollo de modelos de crecimiento y producción de las masas forestales de *Pinus halepensis* Mill. en España. Tesis Doctoral. Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Montes, Universidad Politécnica de Madrid, 319 pp. (inédito).

- Falcao, A. 1997. Dunas-A growth model for the national forest of Leiría. En: Proceedings of the IUFRO workshop "Empirical and process-based models for forest tree and stand growth simulation". Amaro, A. y Tomé, M. (Eds.). Oeiras (Portugal), 21-27 September 1997, pp.145-153.
- FAO. 2005. Global Forest Resources Assessment 2005. Food and Agricultural Organization of the United Nations (FAO), Rome.
- FAO. 2010. Evaluación de los recursos forestales mundiales. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación. Roma, 2010
- Fernández-López, A. B. 1982. Evaluación del crecimiento y productividad del monte bajo de *Eucalyptus globulus* en rotaciones sucesivas. Premio Excmá. Diputación Pontevedra, 70 p. (inédito)
- Fernández-López, A. B. 1985. Efecto del espaciamiento inicial en la producción de *Eucalyptus globulus*. Departamento Forestal de Lourizán, 45 p. (inédito).
- Finney, D. I. 1941. On the distribution of a variate whose logarithm is normally distributed. I Journal of the Royal Statistical Society Series B. 7: 155-161.
- Fisher, R. A., Tippett, L. H. C. 1928. Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample. In Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society (Vol. 24, N° 2, pp. 180-190). Cambridge University Press.
- Fonseca, T. F., Marques, C. P., Parresol, B. R. 2009. Describing Maritime pine diameter distributions with Johnson's SB distribution using a new all-parameter recovery approach. Forest Science. 55(4): 367-373.
- Freese, F. 1960. Testing accuracy. Forest Science. 6 (2): 139-145.
- Gadow, K. v., Hui, G. Y., 1999. Modelling Forest Development. Kluwer Academic Publishers., Dordrecht, 213 pp.
- Gadow, K. v., Rojo, A., Álvarez, J. G., Rodríguez, R. 1999. Ensayos de crecimiento. Parcelas permanentes, temporales y de intervalo. Invest. Agr.: Sist. Recur. For. Fuera de Serie nº1: 299-310.
- Gadow, K. v. 2001. Orientation and control in CCF systems. En: Gadow, K. v., Nagel, J., Saborowski, J. (Eds.). Continuous Cover Forestry: Assessment, Analysis, Scenarios. International IUFRO Conference, 19-21 Septiembre, 2001. Göttingen. Kluwer, Dordrecht, pp 211-217.
- Gadow, K. v., Real, P., Álvarez, J. G. 2001. Modelización del crecimiento y la evolución de los bosques. IUFRO World Series vol. 12, Vienna, 242 pp.
- García-Güemes, C., Cañadas, N., Montero, G. 2002. Modelización de la distribución diamétrica de las masas de *Pinus pinea* L. de Valladolid (España) mediante la función de Weibull. Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales. 11 (2): 264-282.
- García, O. 1988. Growth modelling – a (re)view. New Zealand Forestry. 33(3): 14-17.

- García, O. 1983. A stochastic differential equation model for the height growth of forest stands. *Biometrics*. 39: 1059-1072.
- García, O. 1995. Apuntes de mensura forestal I. Estática. Facultad de ciencias Forestales, Universidad Austral de Chile, 65 pp.
- García, O., Ruiz, F. 2003. A growth model for eucalypt in Galicia, Spain. *Forest Ecology and Management*. 173: 49–62.
- Gerard, M. J. 1994. Contraintes de croissance, variations internes de densité et de module d'élasticité longitudinale, et déformations de sciage chez les *Eucalyptus* de plantation. These pour obtenir le grade de Docteur. L'UNIVERSITE DE BORDEAUX I. N° d'ordre: 1253. 160 p.
- Goelz, J. C. G., Burk, T. E. 1992. Development of a well-behaved site index equation: jack pine in north central Ontario. *Canadian Journal of Forest Research*. 22 (6): 776-784.
- Gómez-García, E., Crecente-Campo, F., Tobin, B., Hawkins, M., Nieuwenhuis, M., Diéguez-Aranda, U. 2014. A dynamic volume and biomass growth model system for even-aged downy birch stands in south-western Europe. *Forestry*. 87 (1): 165-176.
- 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). *European Journal of Forest Research*. 134 (3): 569-583.
- González-Río, F., Castellanos, A., Fernández, O., Astorga, R., Gómez, C. 1997. El Cultivo del Eucalipto. Manual práctico del selvicultor. 94 p. KRK Ediciones. Oviedo.
- Goodwin, A. N., Candy, S. G. 1986. Single-tree and stand growth models for a plantation of *Eucalyptus globulus* Labill. in northern Tasmania. *Australian Forest Research*. 16: 131-144.
- Gorgoso, J. J., Rojo, A., Cámara-Obregón, A., Diéguez-Aranda, U. 2012. A comparison of estimation methods for fitting Weibull, Johnson's SB and beta functions to *Pinus pinaster*, *Pinus radiata* and *Pinus sylvestris* stands in northwest Spain. *Forest systems*. 21 (3): 446-459.
- Gregoire, T. G., Schabenberger, O., Barret, J. P. 1995. Linear modelling of irregularly spaced, unbalanced, longitudinal data from permanent-plot measurements. *Canadian Journal of Forest Research*. 25: 137-156.
- Guzmán, G., Morales, M., Pukkala, T., de Miguel, S. 2012. A model for predicting the growth of *Eucalyptus globulus* seedling stands in Bolivia. *Forest Systems*. 21 (2): 205-209.
- Hagihara, A. 2000. Time-trajectory of mean phytomass and density in self-thinning plant populations. *Bulletin-Faculty Of Science University Of The Ryukyus*. 99-112.
- Hernando, C., Guijarro, M., Díez, C., San Martín, J., Madrigal, J. 2004. Laboratorio de incendios forestales CIFOR-INIA.
http://rabida.uhu.es/dspace/bitstream/handle/10272/3555/Laboratorio_de_incendios_forestales.pdf?sequence=1. Acceso: 3 de febrero de 2015.

- Hills, M. 1966. Allocation rules and their error rates. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*: 1-31.
- Hossfeld, J. W. 1822. *Mathematik für Forstmänner, Ökonomen und Cameralisten* (Gotha, 4. Bd., S. 310).
- Huang, S., Price D., Titus S. J. 2000. Development of ecoregion-based height-diameter models for white spruce in boreal forests. *Forest Ecology and Management*. 129: 125-141.
- Huang, S. 2002. Validating and localizing growth and yield models: procedures, problems and prospects. En: *Proceedings of IUFRO workshop "Reality, models and parameter estimation - the forestry scenario"*. Sesimbra (Portugal), 2-5 June 2002.
- Huang, S., Yang, Y., Wang, Y. 2003. A critical look at procedures for validating growth and yield models. En: A. Amaro, A. D. reed, y P. Soares (eds), *Modelling forest systems*, 271-293. CABI Publishing. Wallingford.
- Huang, S., Meng, S. X., Yang, Y. 2009. Assessing the goodness of fit of forest models estimated by nonlinear mixed-model methods. *Canadian Journal of Forest Research*. 39 (12): 2418-2436.
- Hummel, F.C., Locke, G.M., Jeffers, J.N., Christie, J.M. 1959. Code of sample plot procedure. *Forestry Commission Bulletin n° 31*, 114 pp.
- Hyink, D. M. 1980. Diameter distribution approaches to growth and yield modeling. En: "Forecasting Forest Stand Dynamics". Brown, K.M. y Clarke, F.R. (Eds.). School of Forestry, Lakehead University, pp. 138-163.
- Idoiagabeitia, A., Fernández, A. 2001. Tarifas de cubicación para el eucalipto en la provincia de Vizcaya. En: *Actas del "III Congreso Forestal Español-Sierra Nevada 2001"*. Granada, 25-28 septiembre 2001. Mesa V, Tomo IV, pp. 518-524.
- Iglesias-Trabado, G., Wilstermann, D. 2008. *Eucalyptus universalis*. Global cultivated eucalypt forests map 2008. Version 1.0.1. In GIT Forestry Consulting's EUCALYPTOLOGICS. Retrieved from www.git-forestry.com. March 29th 2009.
- Inions, G. 1992. Studies on the growth and yield of plantation *Eucalyptus globulus* in south-west Western Australia. PhD thesis, The University of Western Australia, 301 pp.
- Knoebel, B. R., Burkhart, H. E., Beck, D. E. 1986. A growth and yield model for thinned stands of yellow-poplar. *Forest Science. Monograph 27*, 62 pp.
- Kozak, A., Kozak, R.A. 2003. Does cross validation provide additional information in the evaluation of regression models? *Canadian Journal of Forest Research*. 33: 976-987.
- Krumland, B., H. Eng. 2005. Site index systems for major young-growth forest and woodland species in northern California. Cal. Dept. Forestry and Fire Protection. Cal. For. Rep. N° 4.
- Lachenbruch, P. A., Mickey, M. R. 1968. Estimation of error rates in discriminant analysis. *Technometrics*. 10 (1): 1-11.
- Lee, J. Y. 1971. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. *The Forestry Chronicle*. 47: 29-32.

- Ljung, L. 1987. System identification: theory for the user. Prentice-Hall Inc., Englewood Cliffs, NJ.
- Loetsch, F., Zöhrer, F., Haller, K. E. 1973. Forest inventory. Vol. 2. BLV Verlagsgesellschaft mbH, München, 468 pp.
- Loomis, R, M, Phares, R, E, Crosby, J, S. 1966. Estimating foliage and branchwood quantities in shortleaf pine. Forest Science. 12: 30-39.
- López, C. A., Gorgoso, J. J., Castedo, F., Rojo, A., Rodríguez, R., Álvarez, J. G., Sánchez, F. 2003. A height-diameter model for *Pinus radiata* D. Don in Galicia (Northwest Spain). Annals of Forest Science. 60: 237-245.
- López, G. A. 2009. Domesticación y cultivo del eucalipto. Jornadas sobre el eucalipto - X Aniversario CIDEU. Huelva, 21-23 Octubre 2009.
- Lopez, G.A., Potts, B. M., Dutkowski, G. W., Apiolaza, L. A., Gelid, P. E. 2002. Genetic variation and inter-trait correlations in a *Eucalyptus globulus* base population in Argentina. International Journal of Forest Genetics. 9 (3): 217-231.
- López, T., Tolosana, E., Cogolludo, M. A. I. 2005. Caracterización de las distribuciones diamétricas de *Eucalyptus globulus* Labill. en Asturias y el norte de Galicia. En: Congresos Forestales.
- Lundqvist, B. 1957. On the height growth in cultivated stands of pine and spruce in Northern Sweden, Medd. Fran Statens Skogforsk. Band. 47: 1-64.
- Madgwick, H. A. I. 1983. Estimation of the oven-dry weight of items, leadles, and branches of individual *Pinus radiata* trees. New Zealand Journal of Forestry Science. 13: 108-109.
- Madrigal, A. 1991. Tablas de producción. En: "Seminario sobre inventario y ordenación de montes". Valsaín (Segovia), vol II, pp. 32-70.
- Madrigal, A., Puertas, F., Martínez-Millán, F. J. 1992. Tablas de producción para *Fagus sylvatica* L. en Navarra. Serie Agraria nº 3. Departamento de Agricultura, Ganadería y Montes, Gobierno de Navarra, Pamplona, 122 pp.
- Madrigal, A., Álvarez, J.G., Rodríguez, R., Rojo, A. 1999. Tablas de producción para los montes españoles. Fundación Conde del Valle de Salazar, Madrid, 251 pp.
- MAGRAMA (Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente). 2010. Anuario Estadística Forestal . Madrid. 100 pp.
http://www.magrama.gob.es/es/biodiversidad/estadisticas/forestal_anuarios_todos.aspx/.
 Acceso: 13 de marzo de 2013.
- MAGRAMA (Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente). 2012. Avance del Anuario estadística Forestal. Madrid.
http://www.magrama.gob.es/es/biodiversidad/estadisticas/forestal_anuarios_todos.aspx/
 Acceso: 25 de marzo de 2015.

- Mansilla, J. P. 1992. Presencia sobre *Eucalyptus globulus* Labill. de *Gonipterus scutellatus* Gyll. (Col. Curculionidae) en Galicia. Boletín de Sanidad Vegetal y Plagas. 18: 547-554.
- Martínez-Millán, F. J. Ara, P., González, I. 1993. Ecuaciones alométricas de tres variables: estimaciones del volumen, crecimiento y porcentaje de corteza de las principales especies maderables españolas. Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales. 2 (2): 211-228.
- Martínez Cortizas, A., Pérez Alberti, A., (1999). Atlas Climático De Galicia. Xunta de Galicia, Santiago de Compostela.
- McDill, M. E., Amateis, R. L. 1992. Measuring forest site quality using the parameters of a dimensionally compatible height growth function. Forest Science. 38 (2): 409-429.
- McKay, H. (ed.). 2011. Short Rotation Forestry: review of growth and environmental impacts. Forest Research Monograph, 2, Forest Research, Surrey, 212pp.
- Merino, A., Rodríguez-López, A., Brañas, J., Rodríguez-Soalleiro, R. 2003. Nutrition and growth in newly established plantations of *Eucalyptus globulus* in northwestern Spain. Annals of Forest Science. 60: 509-517.
- Merino, A., Balboa, M. A., Rodríguez-Soalleiro, R., Álvarez-González, J. G. 2005. Nutrient export under different harvesting regimes in fast growing forest plantations. Forest Ecology and Management. 207: 325-339.
- Ministerio de Agricultura. 1980. Las Frondosas del Primer Inventario Forestal. ICONA. Publicaciones del Ministerio de Agricultura. Secretaría General Técnica. 238 pp. Madrid
- MMAMRM. 2011. Cuarto Inventario Forestal Nacional. Galicia. Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino, Dirección General de Medio Natural y Política Forestal. 52 pp. Madrid.
- Montero, G, Ruiz-Peinado, R, Muñoz, M. 2005. Producción de biomasa y fijación de CO₂ por los bosques españoles. Monografías INIA, Serie Forestal, nº 13.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A. 1992. Introduction to linear regression analysis. John Wiley & Sons, New York.
- Myers, R. H. 1986. Classical and modern regression with applications. Duxbury Press, Boston, Massachusetts. 488 pp.
- Neter, J., Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Wasserman, W. 1996. Applied linear statistical models. 4^o ed McGraw-Hill, New York.
- Newbould, P. 1970. Methods for estimating the primary production of forest. 2^a ed., Willmer Brothers limited Birkenhead. London.
- Nutto, L., Touza, M. C., Delgado, J. L. 2003. Producción de madera de calidad de eucalipto: La poda. Conocimientos Fundamentales y Técnicas. Revista del Centro de Innovación y Servicios Tecnológicos de la Madera de Galicia. 11: 35-45.
- Nutto, L., Touza, M. C. 2004. Producción de madera de sierra de alta calidad con *Eucalyptus globulus*. CIS-Madera.12: 6-18.

- Nutto, L., Touza, M. C. 2006. Modelos de producción de madera sólida en plantaciones de *Eucalyptus globulus* de Galicia. Boletín CIDEU. 2:37-50.
- Otero, L., Aguín, O., Sainz, M., Mansilla, J. P. 2007. El género *Mycosphaerella* en plantaciones de *Eucalyptus* en Galicia. Boletín de Sanidad Vegetal: Plagas. 33 (4): 503-516.
- Paiva, J. 1997. *Eucalyptus globulus* Labill. (Real Jardín Botánico) Castroviejo et al. (eds.), Flora ibérica. 8. 80 pp.
- Palahí, M., Pukkala, T., Blasco, E., Trasobares, A. 2007. Comparison of beta, Johnson's SB, Weibull and truncated Weibull functions for modeling the diameter distribution of forest stands in Catalonia (north-east of Spain). European Journal of Forest Research. 126: 563-571.
- PANER. 2010. Ministerio de Industria, Turismo y Comercio (MINETUR). 171 pp. Madrid. http://www.minetur.gob.es/energia/desarrollo/EnergiaRenovable/Documents/20100630_PANER_Espanaversion_final.pdf. Acceso: 12 de marzo de 2013
- Pardé, J. 1980. Forest biomass. Forestry Abstracts. 4: 343-362.
- Park, R. E. 1966. Estimation with Heteroscedastic Error Terms. Econometrica. 34, 4.
- Parresol, B. R. 1999. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. Forest Science. 45 (4): 573-593.
- Páscoa, F. 1987. Estructura, crescimento e produção em povoamentos de pinheiro bravo. Um modelo de simulação. Ph. D. Thesis. Instituto Superior de Agronomía, Universidade Técnica de Lisboa, 241 pp. (inédito).
- Peña, D. 2002. Regresión y diseño de experimentos. Ed: Alianza Editorial. 744 pp, España.
- Pérez, R., Mansilla, P., Rodríguez, J. 2003. Eficacia y efectos en laboratorio de diferentes insecticidas en el control del defoliador del eucalipto *Gonipterus scutellatus* y de su parasitoide *Anaphes nitens*. Boletín de Sanidad Vegetal y Plagas. 29: 649 – 658.
- Pérez-Cruzado, C., Merino, A., Rodríguez-Soalleiro, R. 2011. A management tool for estimating bioenergy production and carbon sequestration in *Eucalyptus globulus* and *Eucalyptus nitens* grown as short rotation woody crops in north-west Spain. Biomass and Bioenergy. 35: 2839-2851.
- Pérez-Cruzado, C., Rodríguez-Soalleiro, R. 2011. Improvement in accuracy of aboveground biomass estimation in *Eucalyptus nitens* plantations: Effect of bole sampling intensity and explanatory variables. Forest Ecology and Management. 261 (11): 2016-2028.
- Peet R.K., Christensen N.L. 1987. Competition and tree death. Bioscience. 37: 586–595.
- Picard, R.R. and Cook, R.D. 1984. Cross-validation of regression models. Journal of the American Statistical Association. 79: 575–583.
- Pienaar, L. V., Shiver, B. D. 1981. Survival functions for site-prepared slash pine plantations in the flatwoods of Georgia and northern Florida. Southern Journal of Applied Forestry. 5: 59-62.

- Pienaar, L. V., Page, H., Rheney, J. W. 1990. Yield prediction for mechanically site-prepared slash pine plantations. *Southern Journal of Applied Forestry*. 14 (3): 104-109.
- Pita, A. 1966. La producción de las masas de *Eucalyptus globulus* en el norte de España. En: *Anales del Instituto Forestal de Investigaciones y Experiencias*, Tomo I, pp 45-60.
- Pretzsch, H., Biber, P., Durský J., Gadow, K.v., Hasenauer, H., Kändler, G., Kenk, G., Kublin, E., Nagel, J., Pukkala, T., Skovsgaard, J.P., Sotke, R., Sterba, H. 2002. Recommendations for standardized documentation and further development of forest growth simulators. *Forstw. Cbl.* 121(3): 138-151.
- Prieto, A., Hernando, A. 1995. Tarifas de cubicación e inventario por ordenador. Fundación Conde del Valle de Salazar, Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Montes, Madrid, 273 pp.
- Prodan, M., Peters, R., Cox, F., Real, P. 1997. *Mensura Forestal*. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), Serie Investigación y Educación en Desarrollo Sostenible. San José (Costa Rica), 561 pp.
- R Core Team. 2014. R, A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org/>
- Reed, D, Tomé, D, Tomé, M. 1998. Total aboveground biomass and net dry matter accumulation by plant component in young *Eucalyptus globulus* in response to irrigation. *Forest Ecology and Management*. 103: 21-32.
- Rego, L. 2008 Caracterización física de la madera de *Eucalyptus globulus* y *Eucalyptus nitens* para la fabricación de tableros MDF. Proyecto fin de carrera. Universidad de Santiago de Compostela. Escuela Politécnica Superior. Lugo.
- Reineke, L. H. 1933. Perfecting a stand density index for even-aged forests. *Journal of Agricultural Research*. 46: 627-638.
- Reynolds, M. R., Burk, T. E., Huang, W. C. 1988. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distributions models. *Forest Science*. 34 (2): 373-399.
- Richards, F. J. 1959. A flexible growth function for empirical use. *Journal of Experimental Botany*. 10 (29): 290-300.
- Robinson, A. P., Monserud, R. A. 2003. Criteria for comparing the adaptability of forest growth models. *Forest Ecology and Management*. 172 (1): 53-67.
- Rodríguez, R. 1995. Crecimiento y producción de masas forestales regulares de *Pinus pinaster* Ait. en Galicia. Alternativas selvícolas posibles. Tesis doctoral. Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Montes, Universidad Politécnica de Madrid, 297 pp. (inédito).
- Rodríguez-Suárez, J. A., Soto, B., Iglesias, M. L., Diaz-Fierros, F. 2010. Application of the 3PG forest growth model to a *Eucalyptus globulus* plantation in Northwest Spain. *European Journal of Forest Research*. 129 (4): 573-583.

- Rojo-Alboreca A., Rodríguez-Dacosta L.M. 2010. Informe final de actividades realizadas por la “Unidade de Xestión Forestal Sostible” para el proyecto “Investigación industrial de cultivos lignocelulósicos en Galicia segundo especies e emprazamentos bioclimáticos” (Proyecto 07MDS045E). (inédito).
- Rubin, B. D., Manion, P. D., Faber-Langendoen, D. 2006. Diameter distributions and structural sustainability in forests. *Forest Ecology and Management*. 222 (1): 427-438.
- Ruiz, F., López, G., Toval, G., Alejano, R. 2008. Selvicultura de *Eucalyptus globulus*. pp 117-154. Separata de la publicación: Serrada, R., Montero, G., Reque, J. A. 2008. Compendio de selvicultura aplicada en España. 1178 pp. Ed. INIA, MEC y Fundación Conde del Valle de Salazar. Madrid.
- Ruiz-Peinado, R, Del Rio, M, Montero, G. 2011. New models for estimating the carbon sink capacity of Spanish Softwood species. *Forest Systems*. 201: 176-188.
- Ruiz-Peinado, R., Montero, G., Del Río, M. 2012. Biomass models to estimate carbon stocks for hardwood tree species. *Forest systems*. 21 (1): 42-52.
- Sánchez, F., Ucha, P., Rojo, A. 2004. Stem taper functions and volumen equations with product classification for *Eucalyptus globulus* Labill. In Galicia (NW Spain). International IUFRO 4.04.06 Meeting. The Economics and Management of High Productivity Plantations. Lugo, 17-30 septiembre 2004.
- Satoo, T., Madgwick, H. A. I. (1982). *Forest biomass* (Vol. 6). Springer Science & Business Media.
- Scolforo, J. R. S., Tabai, F. C. V., de Macedo, R. L. G., Acerbi Jr, F. W., de Assis, A. L. 2003. SB distribution's accuracy to represent the diameter distribution of *Pinus taeda*, through five fitting methods. *Forest Ecology and Management*. 175 (1): 489-496.
- Seber, G. A., Lee, A. J. 2012. *Linear Regression Analysis*. Vol. 936. 2ª Ed. John Wiley & Sons. 582 pp. Hoboken.
- <https://books.google.es/books?hl=es&lr=&id=X2Y6OkXl8ysC&oi=fnd&pg=PR5&dq=lineal+regresion&ots=scjUA3rVpp&sig=oEXEddOFV4sCzzhSlSE7GfG4H3g#v=onepage&q&f=false>. Acceso: 24 de julio de 2014.
- Schumacher, F. X., Hall, F. S. 1933. Logarithmic expression of timber-tree volume. *Journal of Agricultural Research*. 47: 719-73.
- Shapiro, S. S., Wilk, M. B. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika Trust*. 52 (3-4): 591-611.
- Snee, R. D. 1977. Validation of regression models: methods and examples. *Technometrics*. 19: 415-428.
- Snowdon, P, Eamus, D, Gibbons, P, Khanna, P. K., Keith, H, Raison, R, J, Kirschbaum, M, U, F. 2001. Synthesis of allometrics, review of root biomass, and design of future woody biomass sampling strategies. National Carbon Accounting System, Technical Report N°. 31, Australian Greenhouse Office. 114 pp. Canberra.

- Soares, P., Tomé, M. 2003. Globtree: an individual tree growth model for *Eucalyptus globulus* in Portugal. En: "Modelling forest systems", CABI Publishing. Amaro, A., Reed, D. y Soares, P. (Eds.). Papers from the IUFRO workshop "Reality, models and parameter estimation". Sesimbra, 2-5 June 2002. pp. 97-110.
- Spurr, S. H. 1952. Forest inventory. Ronald Press. Co., New York.
- Stankova, T. V., Diéguez-Aranda, U. 2013. Simple and reliable models of density decrease with dominant height growth for even-aged natural stands and plantations. *Annals of Forest Science*. 70 (6): 621-630. doi 10.1007/s13595-013-0303-y.
- Sterba, H. 2001. "Forest growth modelling". Curso impartido en la Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Montes. Madrid.
- Strandgard, M., Wang, Y., Chong, D., Wild, I. and Baker, T. 2005. Blue Gum Plantation Management System. Forest and Wood Products Research and Development Corporation, Melbourne, 82 pp. <http://www.fwprdc.org.au/content/pdfs/PN03.3903.pdf>
- Sturges, H. A. 1926. The choice of a class interval. *Journal of the American Statistical Association*. 21 (153): 65-66.
- Ter-Mikaelan, M. T., Korzukhin, M. 1997. Biomass equations for sixty-five North American tree species. *Forest Ecology and Management*. 97: 1-24.
- Tome, M., Falcao, A., Carvalho, A. and Amaro, A. 1995. A global growth model for eucalypt plantations in Portugal. *Lesnictvi-Forestry*. 41: 197-205.
- Tomé, M., Falcao, A., Amaro, A. 1998. Globulus V1.0.0: A regionalised growth model for Eucalypt plantations in Portugal. En: Proceedings of the IUFRO Conference "Modelling growth of fast-grown tree species". Ortega, A. y Gezan, S. (Eds.). Valdivia (Chile), 5-7 septiembre 1997. 138-145.
- Tomé, M., Ribeiro, F. 2000. GLOBULUS 2.0, Um Modelo de Aplicação Nacional Para a Simulação da Produção e Crescimento do Eucalipto em Portugal. Relatórios Técnico-Científicos do GIMREF, nº1/2000, Dep. Engenharia Florestal, ISA, Lisboa.
- Tomé, M., Ribeiro, F., Soares, P. 2001. O modelo Globulus 2.1. Relatórios Técnico-científicos do GIMREF, nº1/2001. Universidade Técnica de Lisboa, Instituto Superior de Agronomia, Departamento de Engenharia Florestal. 69 pp.
- Tomé, M., Oliveira, T., Soares, P. 2006. O modelo Globulus 3.0. Publicações GIMREF - RC2/2006. Universidade Técnica de Lisboa. Instituto Superior de Agronomia. Centro de Estudos Florestais. Lisboa. 23 pp.
- Tomé, M., Tomé, J., Ribeiro, F., Faias, S. 2007. Equação de Volume Total, Volume Percentual e de Perfil do Tronco para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. *Silva Lusitana*. 15 (1): 25-39.
- Torres-Rojo, J. M., Magaña-Torres, O. S., Acosta-Mireles, M. 2000. Metodología para mejorar la predicción de parámetros de distribuciones diamétricas. *Agrociencia*. 34 (5): 627-637.

- Torres-Rojo, J. M. 2005. Predicción de distribuciones diamétricas multimodales a través de mezclas de distribuciones Weibull. *Agrociencia*. 39 (2): 211-220.
- Toval, G. 1999. Selvicultura de los eucaliptales. En: Madrigal, A. (Coord.). *Ciencias técnicas forestales. 150 años de aportaciones de los Ingenieros de Montes*. Fundación Conde del Valle de Salazar, Madrid. 313-339.
- Toval, G. 2004. The *Eucalyptus globulus* clonal silviculture in Mediterranean climate. En: Borralho, N. M. G., Pereira, J. S., Marques, C., Coutinho, J., Madeira, M., Tomé, M. (Eds). *Proceedings of the International IUFRO Conference of the WP2.08.03 on Silviculture and Improvement of Eucalyptus*. Aveiro, Portugal. 70-78.
- Toval, G. 2010. Calidad de la madera de *Eucalyptus globulus* como materia prima para la industria pastero-papelera. *Boletín del CIDEU* 8-9: 5-14.
- Trincado, G., VanderSchaaf, C. L., Burkhart, H. E. 2007. Regional mixed-effects height-diameter models for loblolly pine (*Pinus taeda* L.) plantations. *European Journal of Forest Research*. 126 (2): 253-262.
- Turnbull, J. W. 1999. *Eucalypt plantations*. Kluwer Academic Publishers. Printed in the Netherlands. *New Forests*. 17: 37-52.
- Valsta, L. 1993. Stand management optimization based on growth simulators. *The Finnish Forest Research Institute, Research Papers* 453.31
- van Laar, A., Akça, A. 1997. *Forest Mensuration*. Cuvillier Verlag, Göttingen, 418 pp.
- Vanclay, J. K. 1994. *Modelling forest growth and yield. Applications to mixed tropical forests*. CAB International, Wallingford, 312 pp.
- Vanclay, J. K., Skovsgaard, J. P. 1997. Evaluation of forest growth models. *Ecological modelling*. 98: 1-12.
- Vega-Nieva, D. J., Tomé, M., Tomé, J., Fontes, L., Soares, P., Ortiz, L., Rodríguez-Soalleiro, R. 2013. Developing a general method for the estimation of the fertility rating parameter of the 3-PG model: application in *Eucalyptus globulus* plantations in northwestern Spain. *Canadian Journal of Forest Research*. 43 (7): 627-636.
- Verwijst, T., Telenius, B. 1999. Biomass estimation procedures in short rotation forestry. *Forest Ecology and Management*. 121: 137-146.
- von Bertalanffy, L. 1949. Problems of organic growth. *Nature*. 163: 156-158.
- von Bertalanffy, L. 1957. Quantitative laws in metabolism and growth. *Quarterly Review of Biology*. 32: 217-231.
- Wang, Y., Hmlton, F. 2003. Projecting stand attributes of regrowth ash eucalypts sampled in forest inventory. *Australian Forestry*. 66 (2): 75-86
- Wang, Y., Baker, T. 2007. A regionalised growth model for *Eucalyptus globulus* plantations in south-eastern Australia. *Australian Forestry*. 2: 93-107.

- Wei, X., Borralho, N. M. G. 1997. Genetic control of wood basic density and bark thickness and their relationships with growth traits of *Eucalyptus urophylla* in south east China. *Silvae Genetica*. 46 (4): 245-249.
- Weibull, W. 1951. Wide applicability. *Journal of applied mechanics*.
- Wong, J., Baker, T., Duncan, M., McGuire, D., Bulman, P. 2000. Forecasting Growth of Key Agroforestry Species in South-Eastern Australia. Publication N° 00/68, RIRDC, Canberra, 59 pp.
- Woollons, R. C. 1998. Even-aged stand mortality estimation through a two-step regression process. *Forest Ecology and Management*. 105: 189-195.
- Yang, Y., Monserud, R. A., Huang, S. 2004. An evaluation of diagnostic tests and their roles in validating forest biometric models. *Canadian Journal of Forest Research*. 34 (3): 619-629.
- Zanakis, S. H. 1979. A simulation study of some simple estimators for the three-parameter Weibull distribution. *Journal of statistical computation and simulation*. 9 (2): 101-116.
- Zhao, D., Borders, B., Wang, M. and Kane, M. 2007 Modeling mortality of second rotation loblolly pine plantations in the Piedmont/Upper Coastal Plain and Lower Coastal Plain of the southern United States. *Forest Ecology and Management*. 252: 132-143.
- Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*. 57 (298): 348-368.
- Zianis, D., Mencuccini, M. 2004. On simplifying allometric analyses of forest biomass. *Forest Ecology and Management*. 187: 311-332.
- Zunino, C. A., Ferrando, M. T. 1997. Modelación del crecimiento y rendimiento de plantaciones de *Eucalyptus* en Chile. Una primera etapa. En: Proceedings of the IUFRO Conference "Modelling growth of fast-grown tree species". Ortega, A. y Gezan, S. (Eds.). Valdivia (Chile), 5-7 September 1997, pp.155-164.

Anexo I. Abreviaturas y notación

I.1. Abreviaturas

Las abreviaturas empleadas en esta tesis han sido:

- ADA = metodología para obtener ecuaciones dinámicas en diferencias algebraicas, del inglés *Algebraic Difference Approach*.
- BAI = propiedad de invarianza respecto de la edad de las ecuaciones dinámicas en diferencias algebraicas, del inglés *base-age invariance*.
- CCF = sistemas de gestión de cubierta forestal continua, del inglés *Continuous Cover Forestry*.
- EMC = error medio cuadrático del modelo de regresión.
- ES = error estándar del modelo de regresión.
- GADA = generalización de la metodología para obtener ecuaciones dinámicas en diferencias algebraicas, del inglés *Generalized Algebraic Difference Approach*.
- ML = metodología para estimación de parámetros por máxima verosimilitud, del inglés *Maximum Likelihood*.
- MEF = estadístico de ajuste de eficiencia del modelo, del inglés *model efficiency*, también denominado coeficiente de determinación (R^2).
- NSUR = metodología para estimación de parámetros por regresión no lineal aparentemente no relacionada, del inglés *Nonlinear Seemingly Unrelated Regression*.
- OLS = metodología para estimación de parámetros por mínimos cuadrados, del inglés *Ordinary Least Squares*.
- REMC = estadístico de ajuste raíz del error medio cuadrático.
- RFM = sistemas de gestión forestal de turno de corta, del inglés *Rotation Forest Management*.
- SRFM = sistemas de gestión forestal de turnos de corta de rotación corta, del inglés *Short Rotation Forest Management*.
- SSE = suma de cuadrados del error del modelo de regresión.
- SUR = metodología para estimación de parámetros por regresión aparentemente no relacionada, del inglés *Seemingly Unrelated Regression*.
- USC = Universidad de Santiago de Compostela.
- UXFS = Unidad de Gestión Forestal Sostenible, grupo de investigación de la USC, del gallego *Unidade de Xestión Forestal Sostible*.

I.2. Notación

La Unión Internacional de Organizaciones de Investigación Forestal (IUFRO) elaboró un documento para la normalización de símbolos en las mediciones forestales, que se discutió y aprobó en el congreso celebrado en Oxford en julio de 1956 y, después de pequeñas modificaciones, se publicó en 1959 en inglés, francés y alemán (Soest et al., 1959).

A continuación se muestra la notación general empleada en la tesis, siguiendo las pautas establecidas en Diéguez-Aranda et al. (2009). Dado que algunas de las variables no aparecen en dicho libro, la notación empleada para dichas variables y otras que por relación directa se ven afectadas son de elaboración propia. Las notaciones específicas no incluidas en este listado se indican en el apartado correspondiente del cuerpo principal del documento:

- c_l = longitud de copa (m), definida como la distancia entre el ápice del árbol y la base de la copa viva (ver definición de h_{blc}).
- $c_{l,rel}$ = longitud de copa relativa, definida como la longitud de copa dividida por la altura total del árbol.
- \bar{d} = diámetro medio aritmético del rodal (cm).
- d_b = diámetro del tocón (cm).
- $d_{ap.ma}$ = densidad aparente de la madera de la troza (kg/m^3), estimada como el volumen de la madera (estimado por Smalian) entre el peso total de la misma en el momento del apeo.
- $d_{ap.tr}$ = densidad aparente de la troza incluyendo madera y corteza (kg/m^3), estimada como el volumen de la troza (estimado por Smalian) entre el peso total de la misma en el momento del apeo.
- $d_{bas.ma}$ = densidad básica de la madera de la troza (kg/m^3), estimada como el volumen de la troza (estimado por Smalian) entre el peso seco total de la misma (estimado por secado de rodajas).
- $d_{bas.tr}$ = densidad básica de la troza incluyendo madera y corteza, estimada como el volumen de la troza (estimado por Smalian) entre el peso seco total de la misma (estimado por secado de rodajas).
- d_0 = diámetro dominante del rodal (cm), definido como el diámetro medio aritmético de los 100 árboles más gruesos (de mayor diámetro normal) por hectárea.
- d_g = diámetro medio cuadrático del rodal (cm).
- d_i = diámetro del tronco con corteza (cm) a la altura h_i .
- d_n = diámetro normal con corteza (a 1,3 m sobre el nivel del suelo medidos

desde la parte superior de la ladera, cm).

d_{sc} = diámetro normal sin corteza (a 1,3 m sobre el nivel del suelo medidos desde la parte superior de la ladera, cm).

d_{st} = diámetro del tocón con corteza (cm).

e_{cn} = espesor de corteza correspondiente al diámetro normal (cm).

G = área basimétrica del rodal (m^2/ha), obtenida como la suma de las secciones normales de todos los árboles que hay en una hectárea.

h_t = altura total del árbol (m).

\bar{h} = altura media aritmética (m) del rodal.

h_{blc} = altura de la base de la copa viva, tomada en el punto a partir del cual existe continuidad de ramas vivas, es decir, sin considerar ramas vivas aisladas (m).

H_0 = altura dominante del rodal (m); aunque existen muchas definiciones de altura dominante, se ha considerado la media de las alturas de los 100 árboles más gruesos (de mayor diámetro normal) por hectárea.

h_{st} = altura del tocón (m).

IH = índice de Hart-Becking (%), definido como el cociente entre el espaciamiento medio de los árboles de un rodal y su altura dominante:

$$IH(\%) = k \cdot \frac{10.000}{\sqrt{N} \cdot H_0} \cdot 100. \text{ La constante } k \text{ es igual a } 1 \text{ si se asume una}$$

distribución de los árboles en marco real o malla cuadrada (típica de plantaciones), o igual a $(4/3)^{0,25}$ si se asume una distribución al tresbolillo o triangular (aplicada habitualmente a rodales naturales).

IS = índice de sitio (m), definido como el valor de la altura dominante (m) a una determinada edad de referencia (años) para un rodal regular de una determinada especie.

k = $\pi/40000$, factor para transformar diámetros al cuadrado (cm^2) en secciones (m^2).

N = número de árboles por hectárea.

N_{pl} = número de árboles por hectárea de plantación.

N_{CD} = número de árboles de una determinada clase diamétrica definida por su diámetro centro de clase CD .

T = turno de corta (años) de un rodal forestal regular.

t = edad (años).

t_{ref} = edad base o de referencia (años) a la que se asocia el índice de sitio en las ecuaciones de calidad de estación.

v_{icc} = volumen del tronco con corteza (m^3) desde la altura del tocón hasta el ápice del árbol.

- V_{cc} = volumen total del rodal con corteza (m^3/ha) en un momento determinado.
- v_{isc} = volumen del tronco sin corteza (m^3) desde la altura del tocón hasta el ápice del árbol.
- V_{sc} = volumen total del rodal sin corteza (m^3/ha) en un momento determinado.
- W = biomasa arbórea aérea total del rodal (kg/ha) en un momento determinado.
- w = biomasa aérea total del árbol (kg), correspondiente a la suma de la biomasa de las distintas fracciones de la parte aérea.
- W_b = biomasa de corteza del rodal (kg/ha), correspondiente a la parte del tronco hasta 7 cm de diámetro con corteza en punta delgada.
- w_b = biomasa de corteza contenida en el fuste del árbol (kg), correspondiente a la parte del tronco hasta 7 cm de diámetro con corteza en punta delgada.
- $w_{b.rel}$ = biomasa de corteza relativa, estimada como la biomasa de corteza entre la biomasa total del árbol.
- W_{br} = biomasa de madera y corteza (kg) de las ramas del rodal, es decir, de las ramas del árbol que tienen un diámetro máximo en punta gruesa de 7 cm y mínimo en punta delgada de 0,5 cm.
- w_{br} = biomasa de madera y corteza (kg) de las ramas del árbol que tienen un diámetro máximo en punta gruesa de 7 cm y mínimo en punta delgada de 0,5 cm.
- $w_{br.rel}$ = biomasa de fracciones relativa, estimada como la biomasa de hojas y ramas de todos los tamaños entre la biomasa total del árbol.
- W_l = biomasa de hojas del rodal (kg/ha).
- w_l = biomasa de hojas del árbol (kg).
- W_t = biomasa de madera y corteza (kg/ha) de ramillos del rodal, es decir, las ramas del árbol que tienen un diámetro máximo en punta gruesa de 0,5 cm.
- w_t = biomasa de madera y corteza (kg) de ramillos, es decir, las ramas del árbol que tienen un diámetro máximo en punta gruesa de 0,5 cm.
- W_w = biomasa de madera del rodal (kg/ha), correspondiente a la parte del tronco desde la altura del tocón hasta 7 cm de diámetro con corteza en punta delgada.
- w_w = biomasa de madera (kg) contenida en el fuste del árbol desde el tocón hasta 7 cm de diámetro con corteza en punta delgada.
- $w_{w.rel}$ = biomasa de madera relativa, estimada como la biomasa de madera entre la biomasa total del árbol.

Anexo II. Análisis estadístico

Durante las fases de ajuste y posterior comprobación de los modelos se emplearon diferentes pruebas estadísticas. Estos diagnósticos proporcionan una idea de la muestra y de la calidad de las estimaciones obtenidas. A continuación se exponen los diferentes análisis realizados, habiendo fijado un nivel de significación (α) para la aceptación o rechazo de las hipótesis de partida de $\alpha = 0,05$.

II.1. Regresión lineal

Cuando en el modelo de regresión se expresa la variable dependiente y_i como combinación lineal de las variables independientes x_i se denomina análisis de regresión lineal. Si en el modelo sólo interviene una variable independiente se denomina regresión lineal simple, y si intervienen varias regresión lineal múltiple. La hipótesis estructural básica del modelo, en el caso de que se disponga de varias variables independientes (regresión lineal múltiple), y con las observaciones $i = 1, 2, \dots, n$ el modelo tomaría la expresión (Myers, 1986, pp. 8, 82):

$$y_i = f(\beta_j, x_{ij}) + e_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{i1} + \beta_2 \cdot x_{i2} + \dots + \beta_k \cdot x_{ik} + e_i \quad [\text{II.1}]$$

donde y_i es la variable aleatoria dependiente, x_{ij} son las variables independientes, β_j son parámetros a estimar ($j = 0, 1, \dots, k$), e_i es el error aleatorio o perturbación ($i = 1, 2, \dots, n$) de la observación i -ésima y n es el número de observaciones utilizadas en el ajuste del modelo.

Las hipótesis sobre las que se basa dicho modelo son (Peña, 2002, p. 240): i) la esperanza matemática de los errores o perturbaciones e_i es nula; ii) la varianza de los errores es siempre constante para cualquier valor de x_{ij} (propiedad de homocedasticidad o varianza constante); iii) las perturbaciones e_i y las observaciones y_i tiene una distribución normal; e iv) las perturbaciones e_i y las observaciones y_i son independientes entre sí.

Para la estimación de los parámetros se pueden emplear los métodos de máxima verosimilitud (ML) o bien el método de mínimos cuadrados (OLS). En esta tesis, los parámetros se estimaron mediante OLS, metodología basada en la minimización de la suma de cuadrados del error de la función ajustada (expr. [II.2]). Los estimadores de dichos parámetros, denotados por $\hat{\beta}_j$, son variables aleatorias (pues varían según la muestra que se

tome), y poseen la propiedad de ser estimadores lineales insesgados óptimos siempre que se quieran obtener estimadores centrados y de mínima varianza (Myers, 1986, p. 425).

$$M = \sum_{i=1}^n \left(y_i - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot x_{1i} + \hat{\beta}_2 \cdot x_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k \cdot x_{ki} \right)^2 = \sum_{i=1}^n e_i^2 \quad [\text{II.2}]$$

Este proceso permite el ajuste de modelos lineales, que también pueden ser un paso previo en el ajuste de modelos no lineales, o de éstos una vez linealizados por transformación logarítmica. El ajuste de los modelos lineales se llevó a cabo por OLS empleando la función `lm` del software R (R Core Team, 2014).

II.1.1. Selección de variables independientes

En ocasiones se dispone de un conjunto grande de posibles variables independientes, por lo que es necesario recurrir a métodos de selección de variables independientes para obtener el mejor modelo de regresión (Peña, 2002, p. 556). Por otra parte, cuando se introducen muchas variables independientes en el modelo es posible que algunas sean innecesarias y aparezca colinealidad entre ellas, siendo preferible que no exista (Peña, 2002, p. 557).

Existen diversos métodos que pueden ser empleados para auxiliar en la elección de las variables independientes del modelo, pudiendo ser éstas diferentes según el método seleccionado (Draper y Smith, 1981, p. 327). Los modelos de cálculo van seleccionando paso a paso, según distintos criterios (p. ej.: mediante un test F), las variables más influyentes en la estimación de la variable respuesta o dependiente, reevaluando cada vez todas ellas. Entre ellos destacan los métodos de la eliminación progresiva (*backward regression*), la introducción progresiva (*forward regression*) y la regresión paso a paso (*stepwise regression*) (Peña, 2002, p. 558). El algoritmo termina cuando ninguna variable entra o sale del modelo.

El método utilizado en este trabajo ha sido la regresión paso a paso implementada en la función `stepAIC` del paquete `MASS` del software R (R Core Team, 2014). La selección de variables mediante *stepwise regression* fue complementada con un análisis gráfico, para observar las relaciones entre las variables independientes seleccionadas y la variable dependiente, con y sin transformaciones logarítmicas (según la ocasión).

II.2. Regresión no lineal

Un modelo de regresión no lineal tiene la misma expresión que un modelo de regresión lineal, aunque en ellos la variable dependiente aparece como función no lineal de una serie de variables independientes (Bates y Watts, 1988). Las técnicas de ajuste no lineal se basan en

los mismos supuestos que el análisis de regresión lineal, es decir, en suponer que la media del error aleatorio (e_i) es 0 y que su varianza es constante (generalmente con distribución normal), y que los errores son independientes y no están correlacionados (Draper y Smith, 1981, p. 507).

Para la estimación de parámetros de modelos de regresión no lineal existen diversos procedimientos basados en métodos iterativos (Bard, 1974). En esta tesis se empleó el método OLS cuando la varianza de los errores fue homogénea, y el de mínimos cuadrados ponderados por la varianza (WLS) cuando la varianza de los errores fue heterogénea pero conocida. Ambas funciones están desarrolladas sobre el método iterativo conocido como algoritmo de Gauss-Newton. Este algoritmo linealiza la función en el entorno de los parámetros a estimar, y tiene menor coste de cálculo que el método de Newton, ya que no utiliza las derivadas segundas de la función de regresión (Wang, 2012). Este algoritmo requiere partir de unos valores iniciales de los parámetros, que se usan para calcular la suma de los cuadrados de los residuos y a partir de los cuales se tiene una indicación de las modificaciones necesarias en los valores para reducir el valor de la suma de cuadrados obtenido. El método se repite hasta que no puede obtenerse una reducción suficientemente grande (establecida *a priori*) de la suma de cuadrados residual (SSE) (Bates y Watts, 1988).

Algunas limitaciones que presenta la regresión no lineal respecto de la lineal es que no existe necesariamente una única mejor solución no sesgada y de mínima varianza, ni es capaz de ofrecer intervalos de confianza exactos para las estimaciones, sino sólo aproximados bajo la suposición de linealidad en el punto de estimación (Myers, 1986, p. 425). Los intervalos de confianza considerados en este trabajo lo fueron al 95% de probabilidad.

La localización de los valores inicializadores de los parámetros en la iteración se obtuvieron, en algunos casos, linealizando previamente la ecuación (Myers, 1986, p. 444), y realizando un ajuste por mínimos cuadrados ordinarios empleando la función `lm` del software R (R Core Team, 2014). Esta forma de operar es, en general, un medio útil para resolver muchos problemas de ajuste en modelos no lineales, aunque menos realista (Draper y Smith, 1981, p. 506). Cuando no fue posible la linealización, se usaron los valores obtenidos por otros autores en trabajos de similares características.

El ajuste de los modelos no lineales se llevó a cabo empleando la función `nls` del software R (R Core Team, 2014). Cuando los parámetros no convergieron a partir de los valores de inicio dados se utilizó la función `nlsLM` del paquete `minpack.lm` del software R (R Core Team, 2014). Ésta es una modificación de la función `nls` que incorpora el algoritmo de ajuste de Levenberg-Marquardt desarrollado por Moré (1977). En esta metodología, la función devuelve un vector de residuos ponderados cuya suma de cuadrados se minimiza, siendo un método más rápido localizando los parámetros. Sin embargo, este método es más sensible a los valores iniciales, pudiendo converger en soluciones no óptimas (Ranganathan, 2004).

En ocasiones, además de las variables independientes, es necesario emplear una variable que divida la muestra en categorías. De esa manera es posible diferenciar la muestra entre un grupo que contiene una característica, y otro u otros que no la contienen, y que tienen diferentes efectos sobre la variable respuesta (Draper y Smith, 1981, p. 299). En general, se emplea el valor 0 para denotar la ausencia de dicha característica, mientras su presencia se representa con el valor 1. La implementación de este método resulta sencilla, ya que basta asignar a cada observación i un valor (0 ó 1) de una variable *dummy* (I) para la característica seleccionada, y reformular los parámetros β_j de cada variable del modelo como $\beta_{j0} + \beta_{j1} \cdot I$.

II.3. Ajuste simultáneo de ecuaciones

En determinadas ocasiones, cuando las ecuaciones con las que se trabaja están relacionadas entre sí, es necesario ajustar simultáneamente sistemas de ecuaciones. En estos casos se pueden emplear diversas metodologías de análisis, dependiendo de las características de las ecuaciones y de las relaciones entre ellas.

Según Borders (1989), en los sistemas de ecuaciones relacionadas las variables que se encuentran en la parte izquierda de la ecuación (LHS) se denominan variables endógenas, debido a que son determinadas por el sistema de ecuaciones. Las variables que aparecen en la parte derecha de la ecuación (RHS) se denominan predeterminadas, y pueden ser también variables endógenas si sus valores se han determinado en el propio sistema, o variables cuyos valores se han medido directamente y, por tanto, no han sido estimadas por el sistema (denominadas entonces exógenas).

Pindyck y Rubinfeld (1981) clasifican los sistemas de ecuaciones relacionadas en tres categorías, i) ecuaciones aparentemente no relacionadas, ii) ecuaciones simultáneas y iii) ecuaciones recursivas. En este trabajo se han empleado los sistemas de ecuaciones aparentemente no relacionadas, de los que se hace una breve descripción a continuación.

Un típico sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas tiene la siguiente forma (Borders, 1989):

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_{10} + \beta_{11} \cdot x_1 + \beta_{12} \cdot x_2 + e_1 \\ y_2 &= \beta_{20} + \beta_{21} \cdot x_3 + \beta_{22} \cdot x_4 + e_2 \\ y_3 &= \beta_{30} + \beta_{31} \cdot x_5 + \beta_{32} \cdot x_6 + e_3 \end{aligned} \quad [\text{II.3}]$$

donde y_i ($i = 1, 2, 3$) son las variables dependientes, x_j ($j = 1, \dots, 6$) son las variables independientes, β_{ik} ($k = 0, 1, 2$) son los parámetros a estimar y e_i son los errores que se distribuyen según una normal $N(0, \sigma_i^2)$. No hay relaciones analíticas entre las ecuaciones (de ahí el nombre que reciben).

Un ejemplo de este tipo de sistemas son los casos en los que una variable respuesta representa la suma de otras variables respuesta (Parresol, 1999). En este caso, las ecuaciones de regresión no son simultáneas, es decir, las variables endógenas no aparecen nunca como independientes en otras ecuaciones del sistema, y lo más lógico es usar regresión SUR (*seemingly unrelated regression*), también conocida con el nombre de mínimos cuadrados generalizados unidos o regresión Zellner (1962).

Este método es una generalización del método OLS para un sistema de varias ecuaciones. Al igual que OLS, el método SUR asume que todas las variables regresoras son variables independientes, pero SUR usa la correlación entre los errores de diferentes ecuaciones para mejorar las estimaciones de los parámetros. En este sentido, se ha demostrado que la técnica de estimación SUR proporciona una ganancia en la eficiencia de la estimación de los parámetros cuando los términos del error en un sistema de ecuaciones están correlacionados (Zellner, 1962; Cunia y Briggs, 1984; Judge et al., 1988; Parresol, 1999; Rose y Linch, 2001). La estimación de parámetros con el método SUR es, al menos, tan eficiente como OLS para muestras grandes. Sin embargo, en muestras pequeñas la necesidad de estimar la matriz de covarianzas del error a partir de OLS incrementa la variabilidad de las estimaciones siendo preferible OLS a SUR (Parresol, 2001).

El ajuste de ecuaciones aparentemente no relacionadas se ha llevado a cabo empleando la función `nlsystemfit` del software R (R Core Team, 2014).

II.4. Recuperación de parámetros por el método de los momentos

Existen diversos métodos para estimar los parámetros de una función de distribución, siendo los más usados los siguientes:

- Estimadores de máxima verosimilitud.
- Estimadores a partir de determinados percentiles.
- Estimadores obtenidos por regresión no lineal.
- Métodos basados en los momentos.

De ellos, se seleccionó el método de los momentos para el ajuste de distribuciones diamétricas, que estima los parámetros basándose en los valores de determinados momentos de la distribución diamétrica.

Si bien existen diversos métodos para estimar los parámetros de una función de densidad cuando se conoce la distribución real, cuando el objetivo es proyectar una función de densidad sin conocer el número real de pies en cada clase diamétrica las metodologías se clasifican en dos grupos (Hyink, 1980; Hyink y Moser, 1983; Diéguez-Aranda et al., 2009):

- Estimación de parámetros
- Recuperación de parámetros

La metodología de estimación o predicción de parámetros permite obtener directamente los parámetros de las distribuciones futuras a partir de variables de rodal proyectadas (altura dominante, diámetro medio, edad, densidad, etc.), mediante ecuaciones que relacionan cada parámetro con dichas variables (Gadow et al., 2001). Su principal ventaja es su mayor eficacia en la modelización a corto plazo, puesto que permite proyectar el rodal partiendo de una distribución conocida. Como contrapartida, presenta la desventaja de exigir el conocimiento de la distribución diamétrica inicial y de generar mayores errores en estimaciones a largo plazo. Ejemplos de trabajos realizados usando o comparando esta metodología son los llevados a cabo por Rennolls et al. (1985), García-López (1994), Lejeune (1994), Maltamo et al. (1995), Álvarez et al. (2002), Kangas y Maltamo (2000), García-Güemes et al. (2002), Cao (2004) o Liu et al. (2004), entre otros.

Por su parte, la metodología de recuperación de parámetros se basa en relacionar determinadas variables de la masa futura con percentiles o momentos de la distribución diamétrica esperada. Para ello, en una primera fase, se estiman los momentos o percentiles de la distribución diamétrica a partir de las variables de rodal y, posteriormente, se “recuperan” los parámetros de dicha distribución diamétrica mediante el método de los momentos o el de los percentiles.

El método de los momentos se basa en la relación existente entre los valores de los parámetros de una función de densidad y los momentos de la distribución teórica que se pretende caracterizar.

Son varias las metodologías que han surgido para la determinación de los parámetros de la función de Weibull siguiendo el método de los momentos. Así, García (1981) realiza la estimación de b y c a partir de los momentos de primer y segundo orden con respecto a la media, asumiendo conocido el parámetro a . Esta metodología fue empleada también por Burk y Burkhart (1984) y Shifley y Lentz (1985).

La estimación de los tres parámetros suele originar problemas de convergencia, por ello se ha utilizado el método de los momentos descrito por Shifley y Lentz (1985), que determina los parámetros b y c a partir de la media y la varianza de la muestra (momentos de primer y segundo orden de la distribución). Este método requiere que se conozca o calcule previamente el parámetro a , bien mediante el estimador de Zanakis (1979), bien igualándolo al diámetro mínimo, o bien fijando diferentes valores como el diámetro mínimo (d_{min}), $0,5 \cdot d_{min}$, $0,25 \cdot d_{min}$ o asumiendo que es igual a cero.

La función de densidad de Weibull permite estimar la frecuencia relativa del número de pies que tienen un determinado diámetro mediante la expresión:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x}{b}\right)^c} \quad [\text{II.4}]$$

Si se multiplica esta expresión por el valor del diámetro x se obtiene una función que, integrada entre el diámetro mínimo y el diámetro máximo, permite obtener el valor del diámetro medio \bar{d} de la siguiente forma:

$$\int_{d_{\min}}^{d_{\max}} \left(\frac{c}{b}\right) \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \cdot x \cdot dx = \bar{d} \quad [\text{II.5}]$$

Una vez determinado el valor de a , la metodología estándar de los momentos propone el siguiente sistema de dos ecuaciones con dos incógnitas:

$$\mu = a + b \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad [\text{II.6}]$$

$$\sigma^2 = b^2 \cdot \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right] \quad [\text{II.7}]$$

donde μ es la media poblacional, σ^2 la varianza poblacional y $\Gamma[i]$ el valor de la función Gamma en el punto i , siendo la expresión de dicha función:

$$\Gamma(i) = \int_0^{\infty} x^{i-1} \cdot e^{-x} \cdot dx \quad [\text{II.8}]$$

donde x es la variable aleatoria.

Empleando los estimadores \bar{d} para μ y s^2 para σ^2 , calculados a partir de la muestra, y reordenando los términos de las ecuaciones [II.6] y [II.7] se obtienen las expresiones:

$$b = \frac{\bar{d} - a}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \quad [\text{II.9}]$$

$$s^2 = \frac{(\bar{d} - a)^2}{\Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right)} \cdot \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right] \quad [\text{II.10}]$$

donde \bar{d} es la media muestral (diámetro medio), s^2 la varianza muestral de la distribución observada, a el parámetro de localización y $\Gamma[i]$ el valor de la función Gamma en el punto i .

Por tanto, la estimación de los parámetros b y c depende de la obtención de los dos primeros momentos de la distribución diamétrica: el diámetro medio aritmético (\bar{d}) y la varianza (σ^2), (relacionada con el diámetro medio cuadrático (d_g) por medio de la expresión:

$$s^2 = d_g^2 - \bar{d}^2 \quad [\text{II.11}]$$

El valor del d_g del rodal en un instante se puede obtener a partir de los valores de las variables de estado del rodal área basimétrica y número de pies por hectárea, obtenidas a su vez mediante inventarios o modelos dinámicos, por medio de la siguiente expresión:

$$d_g = \sqrt{\frac{4 \cdot G}{\pi \cdot N}} \quad [\text{II.12}]$$

Por su parte, el valor del \bar{d} del rodal debe ser estimado, ya que no se puede obtener a partir de los modelos elaborados. Para cumplir la propiedad de que $d_g \geq \bar{d}$, la relación ajustada en cada caso es de la forma:

$$\bar{d} = d_g - \exp(X \cdot \beta) \quad [\text{II.13}]$$

donde X es el conjunto de variables del rodal (altura dominante, densidad, edad, etc.) que caracterizan el rodal, y β es el conjunto de parámetros a estimar por regresión no lineal.

Este método, al estimar d_g a partir de las variables proyectadas en un modelo, garantiza que el área basimétrica resultante de la suma de las áreas basimétricas correspondientes a las distintas clases diamétricas sea igual al área basimétrica total de la masa, es decir, que ambas formas de estimación sean compatibles.

II.5. Análisis de correlación simple

El coeficiente de correlación simple entre variables (dos a dos) es el cociente entre la covarianza y el producto de las desviaciones estándar, y mide la asociación lineal entre dos variables aleatorias o entre los valores específicos de un conjunto de datos.

El análisis de correlación es útil para detectar qué variables explican mejor la evolución de cualquier otra (suponiendo una relación lineal). Para llevar a cabo este análisis se utilizó el estadístico de correlación lineal de Pearson (ρ_{xy}) calculado mediante la función `cor.test` del software R (R Core Team, 2014).

II.6. Análisis de correlación entre las observaciones

Los métodos estadísticos habitualmente utilizados en el análisis de variables numéricas continuas en el ámbito forestal (mínimos cuadrados ordinarios, máxima verosimilitud, etc.) están diseñados para situaciones en las que se registra una única medida por cada unidad de observación (un árbol o una parcela permanente en los casos más generales de biometría forestal). A este tipo de datos se les denomina datos transversales.

No obstante, en el caso de datos procedentes de parcelas remedidas en varias ocasiones se cuenta con valores de variables de la misma parcela medidas en diferentes instantes de tiempo; a este tipo de datos se les denomina datos longitudinales. Las diferentes medidas de una variable en una parcela están correlacionadas espacialmente, por lo que es razonable pensar que la variabilidad entre dichas medidas será menor que entre medidas de parcelas diferentes. Por tanto, estas observaciones no se pueden considerar como independientes, ya que el término del error está seriamente afectado por problemas de autocorrelación. La correlación se produce porque la medición de una variable en un determinado momento incluye los valores de las anteriores mediciones.

Si tras el ajuste por mínimos cuadrados se presenta autocorrelación entre los términos del error, aparecen una serie de consecuencias negativas con respecto a la inferencia estadística (West et al., 1984; Neter et al., 1989; Kozak, 1997). Es por ello que el problema de construcción de modelos de crecimiento con datos repetidos se ha resuelto, en algunos trabajos, mediante dos procedimientos estadísticos: modelos no lineales con efectos mixtos, o bien OLS modelizando la estructura del error (Gregoire et al., 1995; Garber y Maguire, 2003).

En esta tesis sólo se emplearon datos longitudinales provenientes en su mayoría de dos o tres inventarios, por lo que no se consideró necesario analizar para los datos de partida la autocorrelación entre observaciones.

II.7. Diagnóstico de colinealidad

La inclusión de un número elevado de variables en un modelo matemático puede provocar problemas de colinealidad, o alto grado de correlación entre variables independientes. Por ello resulta especialmente recomendable identificar posibles asociaciones lineales entre las variables regresoras que causan el problema. Si bien este fenómeno no provoca que los estimadores de los parámetros sean sesgados, sí puede producir que tengan errores estándar altos o signo incorrecto (Myers, 1986, p. 130).

Si dos variables independientes están perfectamente correlacionadas, la inversa de la matriz de covarianza no existe (matriz singular) y los coeficientes de la regresión múltiple no

pueden ser calculados. La situación ideal se da cuando todas las variables independientes son ortogonales o independientes. Estos dos extremos no ocurren frecuentemente en la práctica, siendo común que en los datos con los que se trabaja en biometría forestal exista una ligera colinealidad (Kozak, 1997).

En este trabajo, los modelos desarrollados incluyen una o dos variables independientes en su mayoría, también en algún caso tres, siendo las más frecuentemente empleadas en el ámbito forestal: d_n , h_t , t , N , G , H_0 . La utilización de estas variables está ampliamente extendida, y además son las variables que se obtienen directamente de los inventarios con mayor facilidad y precisión. Dado que su uso está avalado en toda la bibliografía forestal, no sólo para eucalipto, de la que se puede encontrar un amplio estudio conjunto para Galicia en Diéguez-Aranda et al. (2009), se asume que no tiene sentido rechazar los modelos, de inicio, por el grado de colinealidad entre las variables. Es decir, por su consideración como variables fundamentales son excluidas del análisis de colinealidad (Soares y Tomé, 2002).

II.8. Test de normalidad: Shapiro-Wilk

Este test (Shapiro-Wilk, 1965) está indicado para probar si los valores de las variables se distribuyen normalmente, especialmente en el caso de que las muestras sean pequeñas ($n < 30$), siendo la hipótesis nula testada H_0 : la normalidad de la muestra.

En este trabajo, dado que se cuenta con tres grupos diferentes de materiales de reproducción, interesa la comparación de ciertas variables a nivel individual, con muestras equilibradas de árboles en cada grupo, y de rodal, por lo que se debe establecer *a priori* si la distribución que sigue la muestra (o la población) es o no normal, a fin de seleccionar el correcto test de comparación posterior. Para realizar este análisis se empleó la función `shapiro.test` del paquete `nortest` del software R (R Core Team, 2014).

II.9. Test de comparación de medias: t de Student y Wilcoxon

La comparación de medias es una herramienta estadística interesante desde el punto de vista del diseño de experimentos, donde se suelen controlar las condiciones testando las respuestas ante un determinado factor que varía. Si bien en las muestras, tanto de parcelas como de árboles tipo, no se pueden controlar todos los factores que pudieran afectar a los árboles (fertilización, podas, daños, suelo, precipitación, irrigación, etc.), se considera oportuno realizar determinadas comparaciones a nivel de los componentes del árbol (fuste, ramas, copa, densidad de la madera), sobre todo teniendo en cuenta la diferente tipología existente en cuanto a los materiales de reproducción. A partir de la descripción realizada en el

apartado 3.3.2. (Variables de árbol individual) se observa que los tres grupos (brinzales, clones F0 y clones F1) cubren un rango similar de datos, por lo que se considera oportuno realizar algunas comparaciones.

En cualquier caso, y teniendo en cuenta el resultado del test anterior (Shapiro-Wilk), se deberá aplicar posteriormente un test de comparación de medias, bajo la hipótesis nula de que ambas muestras son similares, siendo las opciones escogidas las siguientes:

- Test t de Student (1908), para muestras distribuidas normalmente. Este test está especialmente indicado para muestras pequeñas ($n < 30$). Para realizar este test se empleó la función `t.test` del paquete `stats` del software R (R Core Team, 2014).
- Test de Wilcoxon (Wilcoxon, 1945), para muestras no distribuidas normalmente. Este test también es conocido como la prueba de los rangos y se trata de una prueba no paramétrica. Para realizar este test se empleó la función `wilcox.test` del paquete `stats` del software R (R Core Team, 2014).

II.10. Caracterización de estimaciones: Test F

Los tests F son pruebas estadísticas especialmente adecuadas para examinar la existencia de sesgos o tendencias sistemáticas en las estimaciones de los modelos obtenidos por regresión. La utilización de estos tests exige la realización previa de una regresión lineal de dos funciones que relacionan el valor predicho por el modelo con los residuos (errores) y el valor real de la variable, respectivamente:

$$e_i = (y_i - \hat{y}_i) = b_0 + b_1 \cdot \hat{y}_i \quad [\text{II.14}]$$

$$y_i = b_0 + b_1 \cdot \hat{y}_i \quad [\text{II.15}]$$

donde y_i es el valor real de la variable, \hat{y}_i el valor predicho por el modelo y e_i el residuo o error. En una situación ideal $y_i = \hat{y}_i$, por lo que tanto b_0 como b_1 deberían valer 0 en [II.14], mientras que en [II.15] b_0 y b_1 deberían tomar el valor de 0 y 1 respectivamente.

En el primer caso, si el modelo elegido es adecuado, la recta de regresión debería ser una línea horizontal que pasase por el origen. La adecuación del modelo a esta hipótesis puede ser determinada testando la hipótesis de que $b_0 = 0$ y $b_1 = 0$ separadamente (mediante un test t) o simultáneamente mediante un test F (Montgomery y Peck, 1992).

Este test se empleó en la fase de evaluación de los modelos, tanto en las funciones de transición como en las salidas generadas. Para realizar este test se empleó la función `var.test` del paquete `stats` del software R (R Core Team, 2014).

II.11. Caracterización de diferencias: Test F^* y test Lakkis - Jones

Asociados a los ajustes de las funciones de transición se emplearon los test F^* (Bates y Watts, 1988) y L Lakkis-Jones (Khattree y Naik, 1999), generalmente utilizados para caracterizar diferencias entre regiones geográficas (Álvarez-González et al., 2005; Calama et al., 2003; Huang et al., 2000; Wang y Baker, 2007) y así poder evaluar la necesidad de desarrollar modelos específicos en función del tipo de suelo o de los materiales de reproducción.

En ambos casos, las diferencias se identifican a partir de un ajuste de modelos para cada una de las divisiones de la muestra, empleando variables *dummy* (o categóricas) y, por tanto, parámetros diferentes para cada categoría, que constituyen lo que se denomina modelo completo, y por otra parte se realiza un ajuste empleado la muestra de forma conjunta, denominado modelo reducido, donde todas las categorías comparten los mismos parámetros.

Las diferencias significativas entre los parámetros de los modelos completo y reducido se evalúan a partir de la suma de cuadrados del error (SSE) y los grados de libertad de cada uno, siguiendo F^* una distribución F y $-2 \cdot \ln(L)$ una distribución χ^2 .

II.12. Caracterización de distribuciones: Test de Kolmogorov-Smirnov

El test de Kolmogorov-Smirnov (KS) sirve para comprobar, bajo la hipótesis nula, si la muestra analizada proviene de una población que se distribuye según una función de distribución específica, o si se ha tomado de una población con una función de distribución diferente. En este caso se empleó como función de distribución de referencia la función Weibull. Para realizar este test se empleó la función `ks.test` del paquete `stats` del software R (R Core Team, 2014).

La prueba KS compara una estimación con una distribución real, pero debido a que los parámetros de distribución estimados se determinan a partir de los datos, según Lilliefors (1967) la distribución del estadístico KS no es válida y debe ser obtenida por simulación Monte Carlo. Por tanto, para cada parcela se generaron 10 000 muestras pseudo-aleatorias independientes y distribuidas idénticamente bajo la hipótesis nula (es decir, con los parámetros recuperados), y se calculó el estadístico KS para cada muestra. Esto permite aproximar la distribución del estadístico KS que se utilizó posteriormente bajo la hipótesis nula: si el valor del estadístico KS obtenido a partir de la comparación entre la distribución estimada y real de una parcela supera el valor crítico a un nivel de significación especificado (obtenido a partir de la distribución aproximada del estadístico KS), la hipótesis de que las

observaciones pertenecen a una distribución Weibull con los parámetros especificados debe ser rechazada.

II.13. Referencias

- Bard, Y. 1974. Nonlinear Parameter Estimation, Academic Press, New York.
<http://es.scribd.com/doc/202766638/Bard-Y-1974-Nonlinear-Parameter-Estimation#scribd>.
 Acceso 27 de marzo de 2015.
- Álvarez, J. G., Schröder, J., Rodríguez R., Ruiz, A. D. 2002. Modelling the effect of thinnings on the diameter distributions of even-aged Maritime pine stands. *Forest Ecology and Management*. 165: 57-65.
- Álvarez González, J. G., Ruiz González, A. D., Rodríguez Soalleiro, R., Barrio Anta, M. 2005. Ecoregional site index models for *Pinus pinaster* in Galicia (northwestern Spain). *Annals of Forest Science*. 62 (2): 115-127.
- Borders, B. E. 1989. System of equations in forest stand modelling. *Forest Science*. 35 (2): 548-556.
- Burk, T. E., Burkhart, H. E. 1984. Diameter distributions and yields of natural stands of loblolly pine. School of Forestry and Wildlife Resources, VPI & SU. Publication N° FSW-1-84, 22 pp.
- Calama R., Cañadas N., Montero G. 2003. Inter-regional variability in site index models for even-aged stands of stone pine (*Pinus pinea* L.) in Spain. *Annals of Forest Science*. 602: 259-269.
- Cao Q. 2004. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. *Foresto Science*. 50 (5): 682- 685.
- Cunia, T., Briggs, R. D. 1984. Forcing additivity of biomass tables: some empirical results. *Canadian Journal of Forest Research*. 14 (3): 376-384.
- 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. Consellería do Medio Rural, Xunta de Galicia. 268 p.
- Draper, N. R., Smith, H. 1981. Applied regression analysis. John Wiley & Sons, New York, 709 pp.
- Gadow, K. v., Real, P., Álvarez, J. G. 2001. Modelización del crecimiento y la evolución de los bosques. IUFRO World Series vol. 12, Vienna, 242 pp.
- Garber, S. M., Maguire, D. A. 2003. Modelling stem taper of three central Oregon species using nonlinear mixed effects models and autoregressive error structures. *Forest Ecology and Management*. 179: 507-522.
- García López, J. 1994. Evolución de la estructura en masas ordenadas de *Pinus sylvestris* L. Ensayo de un modelo descriptivo. En: "Reunión de Valsaín". Valsaín, 17-20 octubre 1994. Cuadernos de la SECF nº1, pp. 339-414.
- García, O. 1981. Simplified method-of-moments estimation for the Weibull distribution. *New Zealand Journal of Forest Science*. 11 (3): 304-306.

- García-Güemes, C., Cañadas, N., Montero, G. 2002. Modelización de la distribución diamétrica de las masas de *Pinus pinea* L. de Valladolid (España) mediante la función de Weibull. *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales*. 11 (2): 264-282.
- Gregoire, T. G., Schabenberger, O., Barret, J. P. 1995. Linear modelling of irregularly spaced, unbalanced, longitudinal data from permanent-plot measurements. *Canadian Journal of Forest Research*. 25: 137-156.
<http://users-phys.au.dk/jensjh/numeric/project/10.1.1.135.865.pdf>. Acceso: 25 de febrero de 2015.
- Huang, S., Price D., Titus S. J. 2000. Development of ecoregion-based height-diameter models for white spruce in boreal forests. *Forest Ecology and Management*. 129: 125-141.
- Hyink, D. M. 1980. Diameter distribution approaches to growth and yield modeling. En: "Forecasting Forest Stand Dynamics". Brown, K.M. y Clarke, F.R. (Eds.). School of Forestry, Lakehead University, pp. 138-163.
- Hyink, D. M., Moser, J. W. 1983. A generalized framework for projecting forest yield and stand structure using diameter distributions. *Forest Science*. 29 (1): 85-95.
- Judge, G. G., Griffiths, W. E., Hill, R. C., Lütkepohl, H., Lee, T. C. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley & Sons, New York, 1024 pp.
- Kangas, A., Maltamo, M. 2000. Calibrating predicted diameter distribution with additional information. *Forest Science*. 46 (3): 390-396.
- Kozak, A. 1997. Effects of multicollinearity and autocorrelation on the variable-exponent taper functions. *Canadian Journal of Forest Research*. 27: 619-629.
- Lejeune, P. 1994. Construction d'un modèle de répartition des arbres par classes de grosseur pour des plantations d'épicéa commun (*Picea abies* L. Karst) en Ardenne belge. En *Annales des sciences forestières* (Vol. 51, No. 1, pp. 53-65). EDP Sciences.
- Lilliefors, H. W. 1967. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. *Journal of the American Statistical Association*. 62 (318): 399-402.
- Liu, C., Zhang, S. Y., Lei, Y., Newton, P. F., Zhang, L. 2004. Evaluation of three methods for predicting diameter distributions of black spruce (*Picea mariana*) plantations in central Canada. *Canadian Journal of Forest Research*. 34: 2424-2432.
- Maltamo, M., Puumalainen, J., Päivinen, R. 1995. Comparison of Beta and Weibull functions for modelling basal area diameter distributions in stands of *Pinus sylvestris* and *Picea abies*. *Scandinavian Journal of Forest Research*. 10: 284-295.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A. 1992. *Introduction to linear regression analysis*. John Wiley & Sons, New York.
- Moré, J. J. 1977. The Levenberg-Marquardt algorithm: implementation and theory. En: *Numerical analysis* (pp. 105-116). Springer Berlin Heidelberg.
- Myers, R. H. 1986. *Classical and modern regression with applications*. Duxbury Press, Boston, Massachusetts. 488 pp.
- Neter, J., Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Wasserman, W. 1996. *Applied linear statistical models*. 4^o ed McGraw-Hill, New York.
- Parresol, B. R. 1999. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. *Forest Science*. 45 (4): 573-593.

- Parresol, B. R. 2001. Additivity of nonlinear biomass equations. *Canadian Journal of Forest Research*, 31(5), 865-878.
- Peña, D. 2002. *Regresión y diseño de experimentos*. Ed: Alianza Editorial. 744 pp, España.
- Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. 1981. *Econometric models and economic forecasts*. 2nd Ed. McGraw-Hill, New York, 630 pp.
- R Core Team. 2014. R, A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org/>
- Ranganathan, A. 2004. The Levenberg - Marquardt algorithm. *Tutorial on LM Algorithm*, 1-5.
- Rennolls, K., Geary, D. N., Rollison, T. J. 1985. Characterizing diameter distributions by the use of the Weibull distribution. *Forestry*. 58 (1): 57-66.
- Rose, C. E., Lynch, T. B. 2001. Estimating parameters for tree basal area growth with a system of equations and seemingly unrelated regressions. *Forest Ecology and Management*. 148: 51-61.
- Shapiro, S. S., Wilk, M. B. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika Trust*. 52 (3-4): 591-611.
- Shifley, S., Lentz, E. 1985. Quick estimation of the three-parameter Weibull to describe tree size distributions. *Forest Ecology and Management*. 13: 195-203.
- Soares, P., Tomé, M. 2002. Height-diameter equation for first rotation eucalypt plantations in Portugal. *Forest Ecology and Management*. 166: 99-109.
- Student. 1908. The probable error of a mean. *Biometrika*. 6: 1.
- Wang, Y. 2012. Gauss-Newton method. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*. 4 (4): 415-420.
- West, P. W., Ratkowsky, D. A., Davis, A. W. 1984. Problems of hypothesis testing of regressions with multiple measurements from individual sampling units. *Forest Ecology and Management*. 7: 207-234.
- Wilcoxon, F. 1945. Individual Comparisons by Ranking Methods. *Biometrics Bulletin*. 1 (6): 80-83.
- Zanakis, S. H. 1979. A simulation study of some simple estimators for the three-parameter Weibull distribution. *Journal of statistical computation and simulation*. 9 (2): 101-116.
- Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*. 57 (298): 348-368.

Anexo III. Manual de uso de EucaTool® 1.0



Manual de uso de EucaTool® 1.0



<http://app.eucatool.com>

Aplicación para el cálculo del crecimiento y la producción de plantaciones de Eucalyptus globulus en Galicia

Autores:

Alberto Rojo Alboreca ^{1,2}
Juan Daniel García Villabrille ¹
Fernando Pérez Rodríguez ²

¹ Unidade de Xestión Forestal Sostible. Departamento de Enxeñaría Agroforestal. Escola Politécnica Superior. Universidade de Santiago de Compostela. Campus universitario s/n, 27002 Lugo.

² VSonCloud S.L., Av. Castrelos 27, Portal 6, 1º dcha., 36210 Vigo.



Marzo 2015



Proyecto AGL2010-22308-C02-01: Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España



Índice

1.	La aplicación	3
1.1.	Características técnicas	3
1.2.	Instalación y requerimientos del sistema	3
1.3.	Términos de uso del aplicativo	3
2.	Menú principal	4
2.1.	Cubicación mediante datos de árboles	5
2.1.1.	Introducir datos pie a pie	6
2.1.2.	Importar datos	7
2.2.	Cubicación por clases diamétricas	8
2.3.	Cálculos mediante datos medios de rodales	9
2.3.1.	Validación de datos, recomendaciones y advertencias	10
2.3.2.	Resultados de las estimaciones mediante datos medios de rodales	11
2.3.3.	Imprimir resultados	13
3.	Acerca de	14
4.	Contacto	15
5.	Información complementaria	16
6.	Diagrama de flujo de EucaTool®	17
7.	Agradecimientos	18

1. La aplicación

1.1. Características técnicas

Eucatool® ha sido programado en Visual Studio Web 2012 Express, utilizando la tecnología MVC. Los lenguajes utilizados han sido:

C#, XML: para modelos, controladores y configuración.

Razor, HTML, Javascript, CSS: para las visualizaciones.

3

1.2. Instalación y requerimientos del sistema

Eucatool® es un aplicativo desarrollado en la nube, esto es, de acceso mediante cualquier dispositivo con conexión a internet (ordenadores fijos, portátiles, teléfonos móviles, smartphones, tablets, etc.) a un servidor, por lo que no es necesaria ninguna instalación específica. Puede accederse de forma gratuita al mismo desde: <http://app.eucatool.com>

El acceso ha de ser realizado mediante un navegador, de los cuales hay compatibilidad con los más importantes (Chrome, Firefox, Opera, Safari), pero puede haber ciertas incompatibilidades con Internet Explorer.

1.3. Términos de uso del aplicativo

Este aplicativo ha sido desarrollado para estimar el crecimiento y la producción de plantaciones de semilla y clonales de eucalipto (*Eucalyptus globulus* Labill.) en toda la comunidad autónoma de Galicia (España), de primera rotación.

Además, EucaTool® solamente es aplicable a rodales regulares de *Eucalyptus globulus* con edades entre 3 y 21 años, alturas dominantes de hasta 40 m y diámetros hasta 70 cm.

Este aplicativo se presenta "tal cual", sin ningún tipo de garantía, explícita o implícita. Además, está sujeto a los cambios que puedan realizar los autores que lo han desarrollado sin notificación previa.

Los autores no se responsabilizan de la incorrecta utilización, interpretación y uso de los resultados obtenidos por EucaTool®.

2. Menú principal

The screenshot shows the main menu of the EucaTool application. At the top, there is a navigation bar with the logo 'EucaTool®' on the left and links for 'Menú principal', 'Acerca de', and 'Contacto' on the right. Below the navigation bar, a blue banner contains the text: 'Todo sobre el cálculo del crecimiento y la producción de *Eucalyptus globulus* en Galicia'. The main content area is titled 'Menú principal' and asks '¿Qué desea hacer?'. It lists two main options: 1. 'Cálculos mediante datos individuales de árboles', which includes buttons for 'Datos de árboles' and 'Datos de clases diamétricas'; and 2. 'Cálculos mediante datos medios de rodales', which includes a button for 'Datos de rodal'. Below the menu, there is a decorative image of a row of eucalyptus trees. At the bottom, there is a footer section with logos for the Spanish Government (Ministerio de Ciencia e Innovación), the European Union (Fondo Europeo de Desarrollo Regional), the University of Santiago de Compostela (USC) and its forest research unit (UXFS), and the Galician Government (Ministerio de Galicia, Consellería de Educación e Ordenación Universitaria). The footer also contains project information and a copyright notice: '© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VsonCloud S.L.'

Desde la página “Menú principal” de EucaTool® se accede a dos posibles alternativas:

- Cálculos mediante datos individuales de árboles: a su vez ésta se divide en:
 - o Datos de árboles: botón para acceso al formulario para introducir los datos de pies individuales.
 - o Datos de clases diamétricas: botón para acceso al formulario para introducir los datos de árboles agrupados en clases diamétricas.
- Cálculos mediante datos medios de rodales

2.1. Cubicación mediante datos de árboles

Menú principal Acerca de Contacto

EucaTool®

Cubicación por pies de eucalipto

Introducir datos pie a pie Importar datos

Volumen total (m ³)		Peso seco de fustes (kg)				Peso seco total (kg)				
--		--				--				
Sel	Id	d	h	vcc	vsc	wl	wt	wbr	ww	wb

Borrar Seleccionados Limpiar formulario

GOBIERNO DE ESPAÑA MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN Proyecto: AGL2010-22308-C02-01. Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España

UNIVERSIDAD DE SANTIAGO DE COMPOSTELA XUNTA DE GALICIA CONSELLERÍA DE EDUCACIÓN E ORDENACIÓN UNIVERSITARIA

Unidade de Xestión Forestal Sostible (UXFS). Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela). Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER

© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VSonCloud S.L.

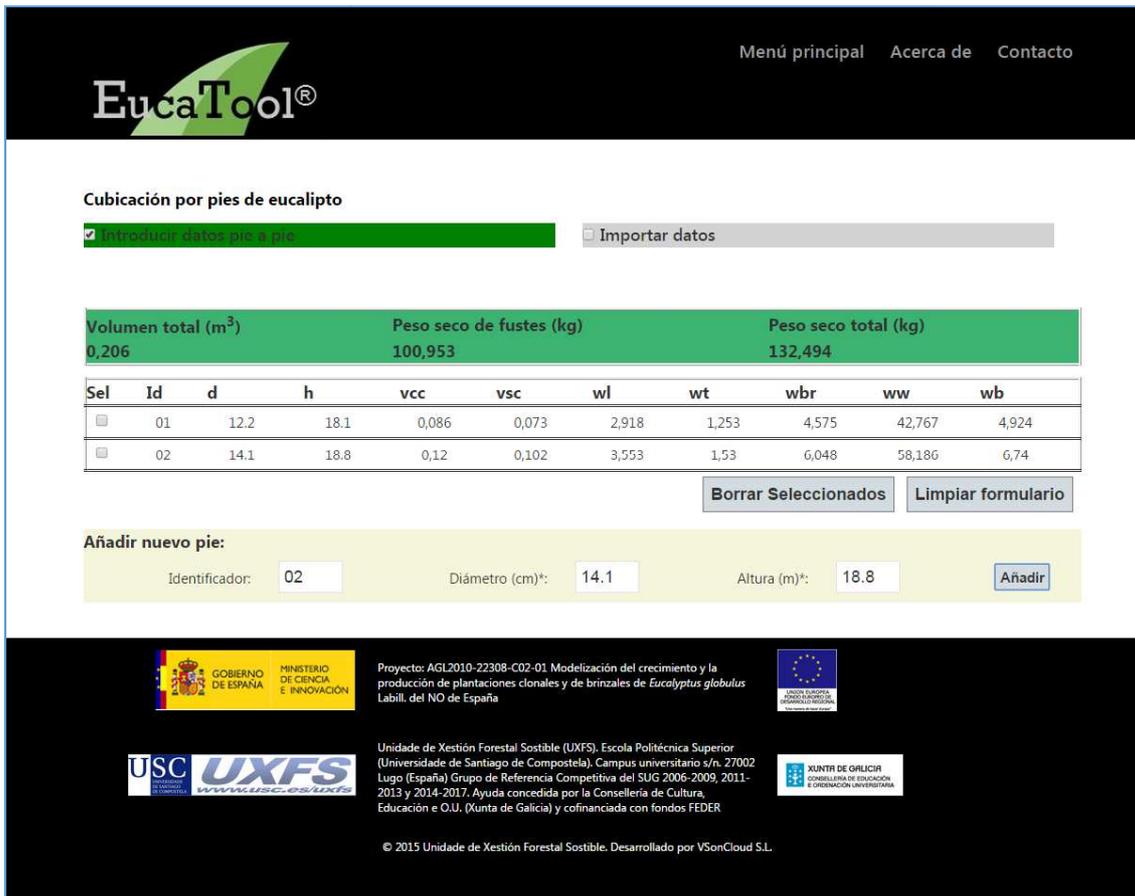
5

En este formulario existen dos posibilidades para introducir los datos de árboles individuales:

- Introducir datos pie a pie (activando su casilla de verificación).
- Importar datos (activando su casilla de verificación).

Cuando los datos de los árboles son introducidos de cualquiera de las dos maneras, se van listando y se va sumando sus volúmenes y sus pesos secos en la fila de color verde. Es posible limpiar el listado de manera total (pulsando el botón “*Limpiar Formulario*”, o de manera parcial, seleccionando los pies que se desean eliminar y pulsando posteriormente el botón “*Borrar seleccionados*”).

2.1.1. Introducir datos pie a pie



Menú principal Acerca de Contacto

EucaTool®

Cubicación por pies de eucalipto

Introducir datos pie a pie Importar datos

Volumen total (m ³)	Peso seco de fustes (kg)	Peso seco total (kg)
0,206	100,953	132,494

Sel	Id	d	h	vcc	vsc	wl	wt	wbr	ww	wb
<input type="checkbox"/>	01	12.2	18.1	0,086	0,073	2,918	1,253	4,575	42,767	4,924
<input type="checkbox"/>	02	14.1	18.8	0,12	0,102	3,553	1,53	6,048	58,186	6,74

Borrar Seleccionados Limpiar formulario

Añadir nuevo pie:

Identificador: Diámetro (cm)*: Altura (m)*:


 GOBIERNO DE ESPAÑA MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN
 Proyecto: AGL2010-22308-C02-01. Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labil. del NO de España


 USC
 Unidad de Xestión Forestal Sostible (UXFS). Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela). Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER


 XUNTA DE GALICIA CONSSELLERÍA DE EDUCACIÓN E ORDENACIÓN UNIVERSITARIA

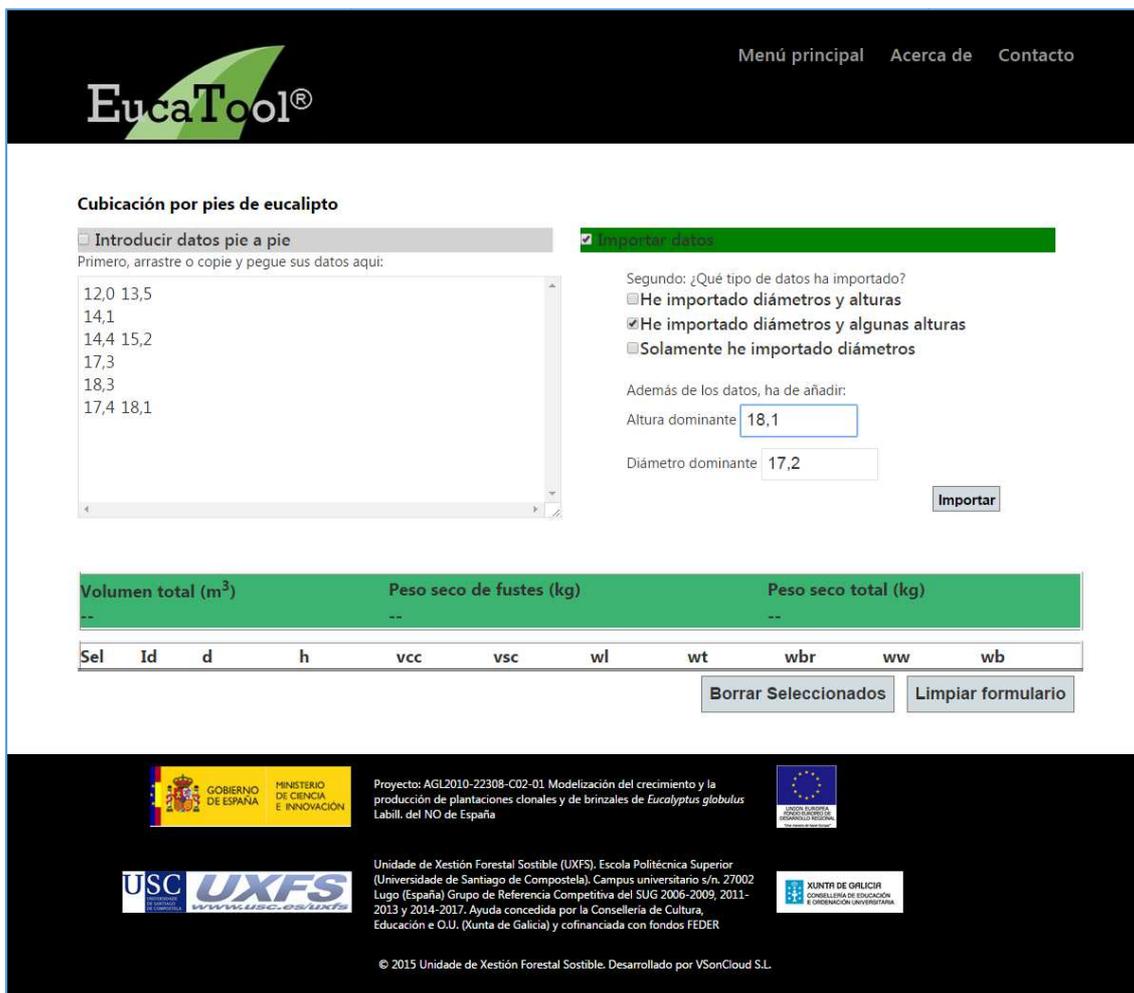
© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VSenCloud S.L.

Cuando se ha seleccionado la opción “Introducir datos pie a pie”, se hace visible el panel “Añadir nuevo pie”, donde las variables de entrada son:

- Identificador: Id del pie. Campo no obligatorio y no estrictamente numérico.
- Diámetro (cm)*: Diámetro normal del árbol, en centímetros. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Altura (m)*: Altura total del árbol, en metros. Campo obligatorio y estrictamente numérico.

Una vez rellenas estas variables, al pulsar el botón “Añadir” el árbol se incluye en la lista de árboles, se calcula una serie de variables en la misma y se suma su volumen y su peso seco en la fila de color verde. El significado de las diferentes variables de la lista de árboles se puede consultar colocando el ratón encima de cada una de ellas.

2.1.2. Importar datos



Cubicación por pies de eucalipto

Introducir datos pie a pie
Primero, arrastre o copie y pegue sus datos aquí:

12,0 13,5
14,1
14,4 15,2
17,3
18,3
17,4 18,1

Importar datos

Segundo: ¿Qué tipo de datos ha importado?

He importado diámetros y alturas
 He importado diámetros y algunas alturas
 Solamente he importado diámetros

Además de los datos, ha de añadir:

Altura dominante
Diámetro dominante

Volumen total (m ³)		Peso seco de fustes (kg)				Peso seco total (kg)				
--		--				--				
Sel	Id	d	h	vcc	vsc	wl	wt	wbr	ww	wb
<input type="button" value="Borrar Seleccionados"/> <input type="button" value="Limpiar formulario"/>										


 GOBIERNO DE ESPAÑA MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN
 Proyecto: AGL2010-22308-C02-01. Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España

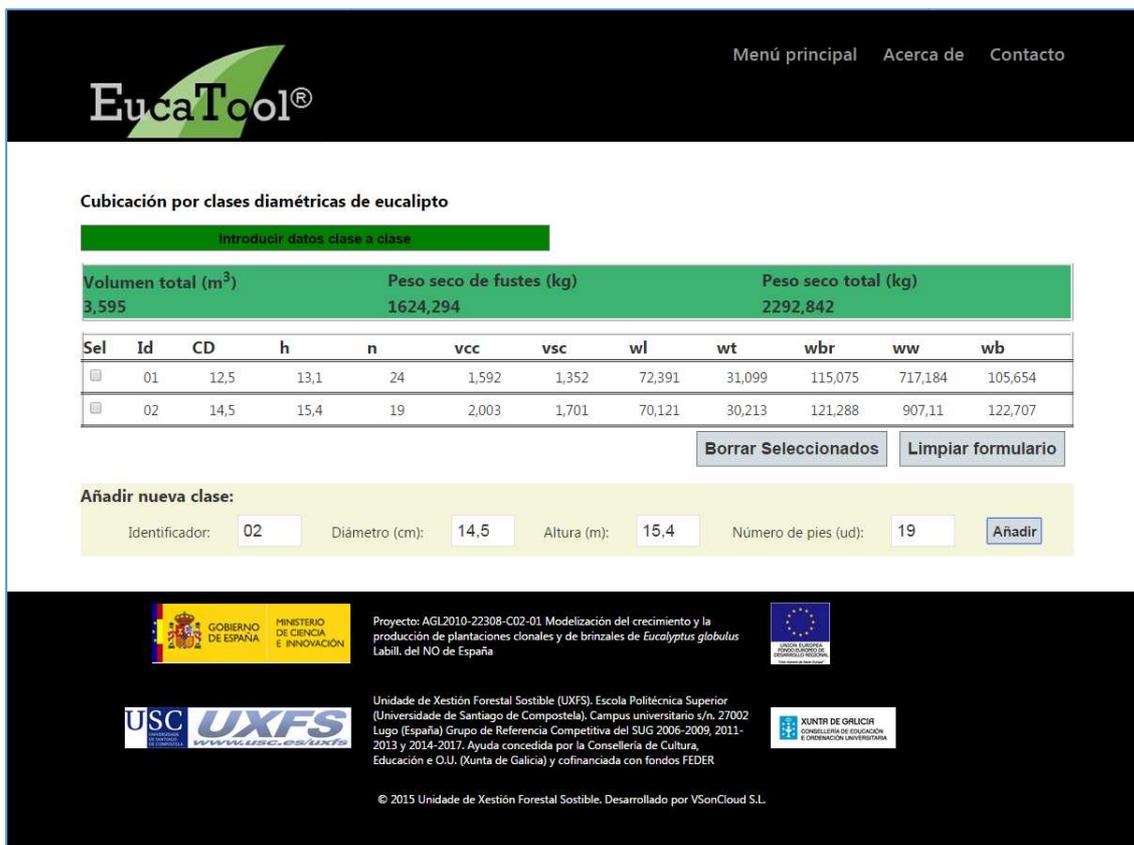
 USC **UXFS** www.usc.es/uxfs
 Unidade de Xestión Forestal Sostible (UXFS), Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela), Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER

 XUNTA DE GALICIA CONSILLERÍA DE EDUCACIÓN E ORDENACIÓN UNIVERSITARIA
 © 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VSonCloud S.L.

Al seleccionar la casilla de verificación “*Importar datos*” se despliega el panel de importación, compuesto por un cuadro de introducción de texto, donde se pueden arrastrar o pegar los datos (en formato ASCII separados por tabulaciones). Seguidamente se ha de seleccionar la tipología de datos que se han introducido (diámetros y alturas de todos los pies, diámetros y solamente algunas alturas, o únicamente diámetros). En los casos en los que los datos están incompletos (no se especifican todas las alturas), es necesario añadir dos variables más: Altura dominante (en metros) y Diámetro dominante (en cm) del rodal de origen de los datos.

Una vez rellenadas estas variables, los datos de los árboles importados serán incluidos en la lista de árboles, se calcula una serie de variables en la misma y se suman sus volúmenes y sus pesos secos en la fila de color verde. El significado de las diferentes variables de la lista de árboles se puede consultar colocando el ratón encima de cada una de ellas.

2.2. Cubicación por clases diamétricas



The screenshot shows the 'Cubicación por clases diamétricas de eucalipto' section of the EucaTool application. At the top, there is a navigation bar with 'Menú principal', 'Acerca de', and 'Contacto'. The main content area features a green header with the EucaTool logo and a green button labeled 'Introducir datos clase a clase'. Below this, a summary table shows: 'Volumen total (m³)' as 3,595, 'Peso seco de fustes (kg)' as 1624,294, and 'Peso seco total (kg)' as 2292,842. A table with 12 columns (Sel, Id, CD, h, n, vcc, vsc, wl, wt, wbr, ww, wb) lists two diameter classes. Below the table are buttons for 'Borrar Seleccionados' and 'Limpiar formulario'. A section titled 'Añadir nueva clase:' contains input fields for 'Identificador' (02), 'Diámetro (cm)' (14,5), 'Altura (m)' (15,4), and 'Número de pies (ud)' (19), with an 'Añadir' button. The footer contains logos for the Spanish Government, the European Union, USC, UXFS, and the Galician Government, along with project details and copyright information.

Cubicación por clases diamétricas de eucalipto

Introducir datos clase a clase

Volumen total (m ³)	Peso seco de fustes (kg)	Peso seco total (kg)
3,595	1624,294	2292,842

Sel	Id	CD	h	n	vcc	vsc	wl	wt	wbr	ww	wb
<input type="checkbox"/>	01	12,5	13,1	24	1,592	1,352	72,391	31,099	115,075	717,184	105,654
<input type="checkbox"/>	02	14,5	15,4	19	2,003	1,701	70,121	30,213	121,288	907,11	122,707

Borrar Seleccionados Limpiar formulario

Añadir nueva clase:

Identificador: Diámetro (cm): Altura (m): Número de pies (ud):

Logo: GOBIERNO DE ESPAÑA, MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN
 Proyecto: AGL2010-22308-C02-01 Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clones y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España
 Logo: UNIÓN EUROPEA, FONDO EUROPEO DE DESARROLLO REGIONAL
 Logo: USC, UXFS
 Unidad de Xestión Forestal Sostible (UXFS), Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela), Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER
 Logo: XUNTA DE GALICIA, CONSSELLERÍA DE EDUCACIÓN E ORDENACIÓN UNIVERSITARIA
 © 2015 Unidad de Xestión Forestal Sostible. Desarrollado por VSonCloud S.L.

De manera similar al caso de introducción de datos pie a pie, al pulsar el botón “*Datos de clases diamétricas*” se despliega el formulario “*Añadir nueva clase*”, en el que será necesario cubrir los siguientes datos:

- Identificador: Id de la clase. Campo no obligatorio y no estrictamente numérico.
- Diámetro (cm)*: Diámetro medio de la clase diamétrica, en centímetros. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Altura (m)*: Altura total media de la clase diamétrica, en metros. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Número de pies (ud): Numero de pies de la clase diamétrica. Campo obligatorio y estrictamente numérico.

Una vez rellenas estas variables, al pulsar el botón “*Añadir*” los árboles de la clase diamétrica se incluyen en la lista de clases, se calcula una serie de variables en la misma y se suma su volumen y su peso seco en la fila de color verde. El significado de las diferentes variables de la lista de clases diamétricas se puede consultar colocando el ratón encima de cada una de ellas.

2.3. Cálculos mediante datos medios de rodales

Menú principal Acerca de Contacto

EucaTool®

Estimación por variables de rodal

Añadir variables:

Edad (años): Pies por hectárea: Altura dominante (m): Área basimétrica (m²/ha): Superficie (ha):

0 0 0 0 0

t	N	G	H ₀	VCC	VSC	CM	CC	B. Hojas	B. Comb.	B. Madera	C Total
---	---	---	----------------	-----	-----	----	----	----------	----------	-----------	---------

Leyenda:

t: Edad (años), **N:** Número de árboles (pies) por hectárea, **G:** Área basimétrica (m²/ha), **H₀:** Altura dominante (m), **VCC:** Volumen con corteza (m³/ha), **VSC:** Volumen sin corteza (m³/ha), **B. Hojas:** Biomasa en peso seco de hojas (t/ha), **B. Comb.:** Biomasa de combustibles o leñas: peso seco de ramas finas + ramas gruesas + ramillos + corteza (t/ha), **B. Madera:** Peso seco de madera en el fuste (t/ha), **C. Total:** Carbono total (t/ha)

Advertencia:

La Unidad de Xestión Forestal Sostible (UXFS) no se responsabiliza de la incorrecta utilización, interpretación e uso de los resultados obtenidos por EucaTool®. La UXFS agradece el envío de cualquier sugerencia relacionada con EucaTool®, así como información recogida a nivel particular, con el fin de incorporarla a las bases de datos para mejorar las estimaciones del aplicativo. e-mail: alberto.rojo@usc.es


 Proyecto: AGL2010-22308-C02-01 Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labil. del NO de España


 Unidade de Xestión Forestal Sostible (UXFS), Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela), Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER





© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por V5onCloud S.L.

Cuando se selecciona la opción de “Datos de rodal” se abre el formulario “Añadir variables” del rodal, en el que es necesario aportar la siguiente información:

- Edad (años): Edad del rodal, en años, en el momento de la medición. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Pies por hectárea: Densidad del rodal en el momento actual. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Altura dominante (m): Altura media, en metros, de los 100 árboles más gruesos por hectárea del rodal. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Área basimétrica (m²/ha). Sumatorio de las secciones normales, en metros cuadrados, de todos los árboles por hectárea. Este campo puede ser simulado pulsando en el botón calculadora que está anexo al campo, aunque en ese caso e pueden cometer mayores errores. Campo obligatorio y estrictamente numérico.
- Superficie (ha): Tamaño, en hectáreas, del rodal. Campo obligatorio y estrictamente numérico.

2.3.1. Validación de datos, recomendaciones y advertencias

Menú principal Acerca de Contacto

Estimación por variables de rodal

Añadir variables:

Edad (años):	Pies por hectárea:	Altura dominante (m):	Área basimétrica (m ² /ha):	Superficie (ha):
<input type="text" value="12"/>	<input type="text" value="1200"/>	<input type="text" value="21,3"/>	<input type="text" value="18,872"/>	<input type="text" value="0"/>

Mensaje de advertencia: Al pulsar el botón el dato que se introduce de G contiene un error medio de 3 m²/ha, que bien puede ser por exceso o por defecto, lo cual puede dar lugar a grandes errores en las estimaciones de volumen y biomasa. Siempre es preferible emplear datos reales de mediciones en campo, aun así, si desea continuar igualmente pulse [aquí](#)

t	N	G	H ₀	VCC	VSC	CM	CC	B. Hojas	B. Comb.	B. Madera	C Total
---	---	---	----------------	-----	-----	----	----	----------	----------	-----------	---------

Legenda:

t: Edad (años). **N:** Número de árboles (pies) por hectárea. **G:** Área basimétrica (m²/ha). **H₀:** Altura dominante (m). **VCC:** Volumen con corteza (m³/ha). **VSC:** Volumen sin corteza (m³/ha). **B. Hojas:** Biomasa en peso seco de hojas (t/ha). **B. Comb:** Biomasa de combustibles o leñas: peso seco de ramas finas + ramas gruesas + ramillos + corteza (t/ha). **B. Madera:** Peso seco de madera en el fuste (t/ha). **C. Total:** Carbono total (t/ha)

Advertencia:

La Unidad de Xestión Forestal Sostible (UXFS) no se responsabiliza de la incorrecta utilización, interpretación e uso de los resultados obtenidos por EucaTool®. La UXFS agradece el envío de cualquier sugerencia relacionada con EucaTool®, así como información recogida a nivel particular, con el fin de incorporarla a las bases de datos para mejorar las estimaciones del aplicativo. e-mail: alberto.rojo@usc.es

GOBIERNO DE ESPAÑA
MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN

Proyecto: AGL2010-22308-C02-01. Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España

USC
UNIVERSIDADE DE SANTIAGO DE COMPOSTELA

Unidade de Xestión Forestal Sostible (UXFS), Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela), Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER

XUNTA DE GALICIA
CONSELLERÍA DE EDUCACIÓN, CULTURA E INNOVACIÓN

© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VSonCloud S.L.

Cuando es pulsado el botón calculadora para estimar el área basimétrica se despliega una advertencia en rojo que recuerda la conveniencia de introducir un valor real de esta variable para evitar errores en los cálculos, y se oculta el botón “Añadir”. Es necesario pulsar en el enlace “aquí” para poder continuar. Una vez se pulsa el link aparecerá de nuevo el botón “Añadir”.

Para conocer el significado de las variables que se precisan para utilizar EucaTool® y la manera de estimarlas correctamente en el terreno, se recomienda consultar las secciones “Guía práctica para utilizar EucaTool” y “Glosario” en la web <http://www.eucatool.com>, a la que se accede desde el link “Eucalyptus globulus” en la página “Menú principal” de EucaTool®, o bien mediante los links que aparecen al pasar el ratón sobre el nombre de cada una de esas variables de entrada en esta página.

2.3.2. Resultados de las estimaciones mediante datos medios de rodales

Menú principal Acerca de Contacto

Estimación por variables de rodal

Añadir variables:

Edad (años): Pies por hectárea: Altura dominante (m): Área basimétrica (m²/ha): Superficie (ha):

12 1200 21,3 18,872 3,7

Su rodal tiene una **calidad de estación media (15,7 metros edad de referencia 7 años)**

t	N	G	H ₀	VCC	VSC	CM	CC	B. Hojas	B. Comb.	B. Madera	C Total
12	1200	18,87	21,3	148,72	125,35	12,39	12,44	2,02	17,11	67,97	40,28
13	1160	19,62	22,04	160,19	135,3	12,32	11,47	2,07	17,9	73,22	43,06
14	1118	20,27	22,69	170,78	144,51	12,2	10,59	2,12	18,61	78,04	45,59
15	1076	20,86	23,27	180,57	153,06	12,04	9,79	2,16	19,25	82,47	47,91
16	1034	21,39	23,79	189,64	161,02	11,85	9,07	2,2	19,82	86,53	50,04
17	991	21,86	24,26	198,07	168,44	11,65	8,43	2,23	20,35	90,27	51,99
18	949	22,29	24,68	205,93	175,37	11,44	7,86	2,26	20,82	93,71	53,78
19	907	22,68	25,05	213,28	181,88	11,23	7,35	2,29	21,25	96,89	55,43
20	866	23,03	25,4	220,16	188,01	11,01	6,89	2,31	21,64	99,83	56,96
21	826	23,36	25,71	226,64	193,79	10,79	6,47	2,33	22,01	102,56	58,37

La máxima renta en volumen estimada para su rodal se obtiene a los 13 años de edad con un valor de 592,71 m³ con corteza y 500,6 m³ sin corteza, para una superficie de 3,7 ha.

Leyenda:

t: Edad (años), N: Número de árboles (pies) por hectárea, G: Área basimétrica (m²/ha), H₀: Altura dominante (m), VCC: Volumen con corteza (m³/ha), VSC: Volumen sin corteza (m³/ha), B. Hojas: Biomasa en peso seco de hojas (t/ha), B. Comb: Biomasa de combustibles o leñas: peso seco de ramas finas + ramas gruesas + ramillos + corteza (t/ha), B. Madera: Peso seco de madera en el fuste (t/ha), C. Total: Carbono total (t/ha)

Advertencia:

La Unidad de Xestión Forestal Sostible (UXFS) no se responsabiliza de la incorrecta utilización, interpretación e uso de los resultados obtenidos por EucaTool®. La UXFS agradece el envío de cualquier sugerencia relacionada con EucaTool®, así como información recogida a nivel particular, con el fin de incorporarla a las bases de datos para mejorar las estimaciones del aplicativo. e-mail: alberto.rojo@usc.es

Una vez que se han introducido los datos del rodal en el formulario y se pulsa el botón "Añadir" se procede a la simulación del crecimiento y la producción del rodal, indicando en una tabla el valor de diferentes variables año por año. Eucatool® solamente expone los resultados hasta el año 21, por restricción de los datos experimentales utilizados para ajustar las ecuaciones utilizadas. El significado de las diferentes variables de la tabla se puede consultar colocando el ratón encima de cada una de ellas.

Encima de la tabla se incluye una clasificación de la calidad de estación del rodal de forma cualitativa (baja, medio-baja, media, media-alta o alta) y cuantitativa (indicando el valor de la altura dominante a la edad de referencia de 7 años).

Al pie de la tabla de resultados se exponen informaciones como:

- Edad de la máxima renta en volumen (turno de máxima renta en especie) y el volumen con corteza y sin corteza (en metros cúbicos) para la superficie especificada.
- Leyenda, en la que se identifican todos los encabezados de la tabla de resultados.
- Advertencias.

2.3.3. Imprimir resultados

Imprimir
Total: 1 hoja de papel

Destino: hp psc 1310 series

Páginas: Todo
 p. ej: 1-5, 8, 11-13

Copias: 1

Diseño: Vertical

Color: Blanco y negro

Imprimir utilizando el cuadro de diálogo del sistema (Ctrl+Shift+P)

<http://app.eucacool.com/C?i=122&N=1200&H=21.3&G=18.872&sup=3.7&eve=true>

Datos utilizados:

Edad del rodal 12 años

Número de árboles por hectárea 1200 pies/ha

Altura dominante 21,3 m

Área basimétrica 18,87 m²/ha

Su rodal tiene una **calidad de estación media (15,7 metros edad de referencia 7 años)**

i	N	G	H ₀	VCC	VSC	CM	CC	B. Hojas	B. Comb.	B. Madera	C Total
12	2200	18,87	21,3	148,72	175,35	12,39	12,44	2,02	17,21	67,97	40,28
13	1160	19,62	22,04	150,19	175,3	12,82	11,47	2,07	17,9	71,22	43,06
14	1118	20,27	22,69	170,78	144,51	12,2	10,59	2,12	18,61	78,04	45,59
15	1076	20,86	23,27	180,57	153,06	12,04	9,79	2,16	19,25	82,47	47,91
16	1034	21,39	23,79	189,64	161,02	11,85	9,07	2,2	19,82	86,53	50,04
17	991	21,86	24,26	198,07	168,44	11,65	8,43	2,23	20,35	90,27	51,99
18	949	22,29	24,68	205,93	175,37	11,44	7,86	2,26	20,82	93,71	53,78
19	907	22,68	25,05	213,28	181,88	11,23	7,35	2,29	21,25	96,89	55,43
20	866	23,03	25,4	220,16	188,01	11,01	6,89	2,31	21,64	99,83	56,96
21	826	23,36	25,71	226,64	193,79	10,79	6,47	2,33	22,01	102,56	58,37

La máxima renta en volumen estimada para su rodal se obtiene a los 13 años de edad con un valor de 592,71 m³ con corteza y 500,6 m³ sin corteza, para una superficie de 3,7 ha.

Leyenda:
E: Edad (años), N: Número de árboles (pies) por hectárea, G: Área basimétrica (m²/ha), H₀: Altura dominante (m), VCC: Volumen con corteza (m³/ha), VSC: Volumen sin corteza (m³/ha), B. Hojas: Biomasa en peso seco de hojas (t/ha), B. Comb: Biomasa de combustibles o leñas: peso seco de ramas finas + ramas gruesas + ramillos + corteza (t/ha), B. Madera: Peso seco de madera en el fuste (t/ha), C. Total: Carbono total (t/ha)

Advertencia:
La Unidad de Xestión Forestal Sostible (UXFS) no se responsabiliza de la incorrecta utilización, interpretación o uso de los resultados obtenidos por EucaTool®. La UXFS agradece el envío de cualquier sugerencia relacionada con EucaTool®, así como información recogida a nivel particular, con el fin de incorporarla a las bases de datos para mejorar las estimaciones del aplicativo. e-mail: alberto.rigo@uxfs.es

Pulsando el botón “Imprimir” se genera un informe de la simulación realizada y se expone en vista preliminar para ser impreso. Con el informe también se genera un código QR para poder acceder a la simulación digital desde cualquier lector QR.

Atención: esta vista puede sufrir problemas utilizando el navegador Internet Explorer. Se recomienda utilizar un navegador con HTML5 normalizado.

3. Acerca de

Menú principal Acerca de Contacto

EucaTool®

Acerca de:

Este aplicativo ha sido desarrollado para estimar el crecimiento y la producción de plantaciones de semilla y clonales de eucalipto (*Eucalyptus globulus* Labil.) en toda la comunidad autónoma de Galicia (España).

EucaTool® solamente es aplicable a rodales regulares de *Eucalyptus globulus* con edades entre 3 y 21 años, alturas dominantes de hasta 40 m y diámetros hasta 70 cm.

Este aplicativo se presenta "tal cual", sin ningún tipo de garantía, explícita o implícita. Además, está sujeto a los cambios que puedan realizar los autores que lo han desarrollado sin notificación previa.

La [Unidad de Xestión Forestal Sostible \(UXFS\)](#) no se responsabiliza de la incorrecta utilización, interpretación y uso de los resultados obtenidos por EucaTool®.

© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Universidad de Santiago de Compostela. Desarrollado por VSonCloud S.L. Reservados todos los derechos.

Índice de contenidos

- [Inicio](#)
- [Acerca de](#)
- [Contacto](#)

Para más información, [contacte con nosotros](#), o visite la página www.eucatool.com

GOBIERNO DE ESPAÑA MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN

Proyecto: AGL2010-22308-C02-01. Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España

UNIVERSIDAD EUROPEA ANTONIO DE NEBRUCHA

USC UXFS www.usc.es/uxfs

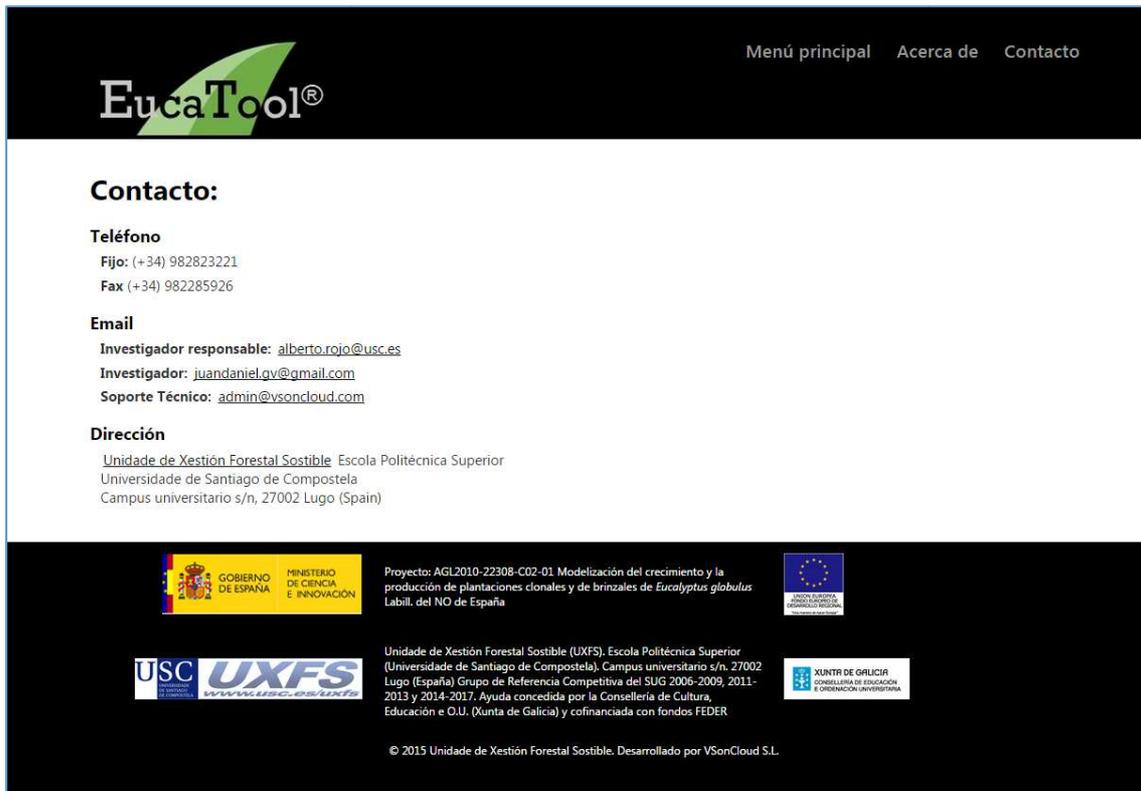
Unidade de Xestión Forestal Sostible (UXFS). Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela). Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER

XUNTA DE GALICIA CONSILLERÍA DE EDUCACIÓN E ORDENACIÓN UNIVERSITARIA

© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desarrollado por VSonCloud S.L.

En la página “Acerca de” se exponen los términos de licencia y uso, especificando, entre otras cosas, el rango de las variables para las que se debería utilizar el aplicativo.

4. Contacto



EucaTool® Menú principal Acerca de Contacto

Contacto:

Teléfono
Fijo: (+34) 982823221
Fax (+34) 982285926

Email
Investigador responsable: alberto.rojo@usc.es
Investigador: juandaniel.gv@gmail.com
Soporte Técnico: admin@vsoncloud.com

Dirección
[Unidade de Xestión Forestal Sostible](#) Escola Politécnica Superior
Universidade de Santiago de Compostela
Campus universitario s/n, 27002 Lugo (Spain)

GOBIERNO DE ESPAÑA MINISTERIO DE CIENCIA E INNOVACIÓN
Proyecto: AGL2010-22308-C02-01 Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de *Eucalyptus globulus* Labill. del NO de España
UNIÓN EUROPEA FONDOS EUROPEOS DE DESARROLLO REGIONAL
USC ESCOLA POLITÉCNICA SUPERIOR DE ENGENHEIRÍA DE LUGO
Unidade de Xestión Forestal Sostible (UXFS). Escola Politécnica Superior (Universidade de Santiago de Compostela). Campus universitario s/n. 27002 Lugo (España) Grupo de Referencia Competitiva del SUG 2006-2009, 2011-2013 y 2014-2017. Ayuda concedida por la Consellería de Cultura, Educación e O.U. (Xunta de Galicia) y cofinanciada con fondos FEDER
XUNTA DE GALICIA CONSSELLERÍA DE EDUCACIÓN E ORDENACIÓN UNIVERSITARIA
© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VSonCloud S.L.

En la página “Contacto” se exponen las direcciones electrónicas, teléfonos y dirección postal para consultas a los responsables del aplicativo.

5. Información complementaria

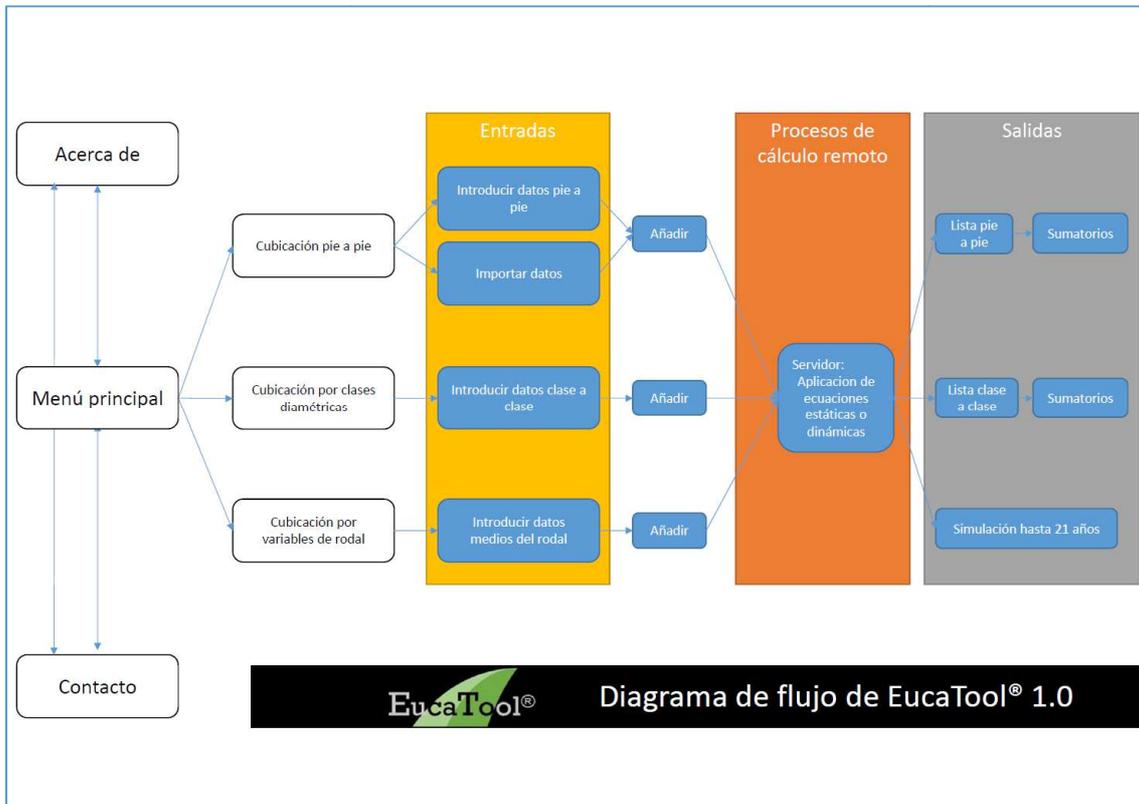


The screenshot shows the main menu of the EucaTool website. At the top, there is a navigation bar with the logo 'EucaTool®' on the left and links for 'Menú principal', 'Acerca de', and 'Contacto' on the right. Below the navigation bar, a blue banner contains the text: 'Todo sobre el cálculo del crecimiento y la producción de *Eucalyptus globulus* en Galicia'. The main content area is titled 'Menú principal' and asks '¿Qué desea hacer?'. It lists two main categories: 1. 'Cálculos mediante datos individuales de árboles', which includes sub-options 'Datos de árboles' and 'Datos de clases diamétricas'; and 2. 'Cálculos mediante datos medios de rodales', which includes the sub-option 'Datos de rodal'. Below the menu, there is a decorative image of a row of eucalyptus trees. At the bottom, there is a footer section with logos for the Spanish Government (Ministerio de Ciencia e Innovación), the European Union, the University of Santiago de Compostela (UXFS), and the Galician Government (Ministerio de Galicia, Consellería de Educación e Ordenación Universitaria). The footer also contains project information and a copyright notice: '© 2015 Unidade de Xestión Forestal Sostible. Desenvolvido por VsonCloud S.L.'

Dentro de la página “Menú principal” hay un link, en “*Eucalyptus globulus*”, a la web <http://www.eucatool.com>, donde se expone información de utilidad sobre la elaboración y utilización de EucaTool®.

En especial, se recomienda consultar las secciones “Glosario” y “Guía práctica para utilizar EucaTool”, que incluyen definiciones de las variables que se precisan para utilizar el aplicativo y recomendaciones para su correcta medición en el terreno. A la última de esas secciones también se puede acceder mediante los links que aparecen al pasar el ratón sobre el nombre de las variables de entrada en la página de “Cálculos mediante datos medios de rodales” (opción “Datos de rodal”).

6. Diagrama de flujo de EucaTool®



7. Agradecimientos

Este aplicativo se ha realizado dentro del Proyecto de investigación "*Modelización del crecimiento y la producción de plantaciones clonales y de brinzales de Eucalyptus globulus Labill. del NO de España*" (código AGL2010-22308-C02-01), financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación del Gobierno de España y por la Unión Europea mediante el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (programa FEDER) para el periodo 2011-2013.

Los autores también quieren agradecer a la empresa ENCE, Energía & Celulosa, su financiación para ampliar el mencionado proyecto en 2014.

Además, los autores quieren igualmente agradecer a las empresas ENCE, Energía & Celulosa, Grupo Villapol S.A. y ASEFOR Ingeniería Forestal, a la "*Asociación de Productores de Madeira de Cerdido*" (PROMACER), a la "*Federación de Asociaciones de Productores de Madeira de Galiza*" (PROMAGAL), a la "*Comunidade de Montes de Xinzo de Pontareas*" y a propietarios privados de Lugo su colaboración por facilitar la instalación de parcelas en los terrenos que poseen o gestionan y por permitir la corta de árboles tipo para la realización del proyecto.

La "*Unidade de Xestión Forestal Sostible*" (UXFS) está financiada por la Consellería de Cultura, Educación e Ordenación Universitaria de la Xunta de Galicia mediante el "*Programa de Consolidación e Estructuración de Unidades de Investigación Competitivas, modalidade de Grupos de Referencia Competitiva*", para el periodo 2014-2015.

