CONSTRUCCIÓN DE UNA TARIFA CON CLASIFICACIÓN DE PRODUCTOS PARA MONTE BAJO DE *CASTANEA SATIVA* MILL. EN ASTURIAS

María Menéndez Miguélez [1], Covadonga Prendes Pérez [1], Elena Canga Libano [1], Pedro Álvarez Álvarez [2] y Juan Majada Guijo [1]

[1] Centro Tecnológico Forestal y de la Madera de Asturias (Cetemas). Finca Experimental "La Mata", s/n. GRADO-(Asturias,España). Correo electrónico: mmenendez@cetemas.es
[2] Departamento de Biología de Organismos y Sistemas. Universidad de Oviedo. 33071-OVIEDO (Asturias, España)

Resumen

El objetivo principal de este estudio fue la elaboración de una tarifa con clasificación de productos para monte bajo de castaño en Asturias. Los datos utilizados proceden de una muestra de 97 árboles tipo apeados en masas de monte bajo, repartidos en todas las clases diamétricas. Se desarrolló una tarifa con clasificación de productos consistente en dos ecuaciones: (i) una tarifa de dos entradas para estimar el volumen del árbol (v) y (ii) un modelo de razón (R_i) para estimar la proporción de volumen hasta un determinado diámetro (d_i), de tal forma que el volumen hasta ese diámetro se obtiene multiplicando el volumen total por el modelo de razón ($v_i = v \cdot R_i$). Se evaluaron diferentes modelos (diez para el caso de las tarifas de volumen total con y sin corteza y cuatro para el factor de razón) mediante regresión lineal y no lineal, ajustando mediante regresión ponderada en el caso de que fuese necesario corregir la heterocedasticidad. Los modelos finalmente seleccionados explicaron un 97% de la variabilidad total en el caso de la tarifa de cubicación y un 93% en el caso del factor de razón.

Palabras clave: *Cubicación madera, Volumen árbol, Regresión ponderada*

INTRODUCCIÓN

El castaño (*Castanea sativa* Mill.) es una especie ampliamente distribuida en Europa, tanto en los países mediterráneos como centroeuropeos, cubriendo más de 2 millones de hectáreas (Bourgeois et *al.*, 2004) de las cuales, según el Tercer Inventario Forestal Nacional, 109.434,73 ha están localizadas en Asturias (MMA, 2006), siendo en su mayoría monte bajo. Este tipo de masas, tradicionalmente y según las utilidades requeridas (madera de sierra de pequeñas dimensiones, madera para leña…) han sido utilizado en rotaciones cortas (12-20 años) (Giudici & Zingg, 2005). Según Cabrera (1997), en la mayor parte de las superficies privadas, tras la corta, la selvicultura que se practicaba consistía simplemente en la selección de brotes entre los 3 y 5 primeros años de vida, una clara intermedia, si económicamente era viable; y la corta final a matarrasa cuando la masa había alcanzado una edad entre los 28 y 32 años, e incluso, esta corta final se adelantaba en no pocas ocasiones, bien por motivos económicos, bien por motivos selvícolas.

Sin embargo, actualmente se está produciendo un proceso de abandono y degradación

ISSN: 1575-2410
© 2012 Sociedad Española de Ciencias Forestales

que hace urgente el establecimiento de una serie de medidas que permitan la gestión activa y la conservación de dichas masas por parte de los organismos y entes implicados. Para ello es necesario el desarrollo de nuevas herramientas para la gestión selvícola de estas masas tales como tarifas de cubicación, tarifas con clasificación de productos, curvas de calidad…, como paso previo a la propuesta de diferentes alternativas selvícolas según la calidad de estación.

El propósito de esta investigación fue la construcción de una tarifa con clasificación de productos para masas de monte bajo de castaño en Asturias.

MATERIAL Y MÉTODOS

Los datos utilizados en el estudio proceden de una red de 33 parcelas permanentes instaladas para la elaboración de un modelo de crecimiento de monte bajo de *Castanea sativa* Mill. en Asturias. Esta red se estableció en masas homogéneas y coetáneas, tratando de cubrir todas las combinaciones de edad, calidad de estación y densidad, del área de distribución de la especie en Asturias. Fuera de las parcelas establecidas, se apearon un total de 97 árboles, tras la depuración de datos los árboles finalmente utilizados fueron 94. Todos los árboles fueron muestreados mediante procedimientos destructivos, dividiendo el fuste en trozas de 1 m de longitud hasta un diámetro en punta delgada de 7 cm. En cada troza se midió la longitud total y en los extremos, dos diámetros perpendiculares con corteza y dos espesores de corteza. A partir de estos datos se calcularon los volúmenes con y sin corteza con la fórmula de Smalian para las trozas y la del cono para el raberón. En la Tabla 1 se recogen los estadísticos descriptivos de las variables individuales de los árboles apeados para la realización del estudio, calculados a partir de los datos procedentes de las mediciones de campo.

Se ajustó una tarifa de razón con clasificación de productos formada por dos ecuaciones: (i) una tarifa de cubicación de dos entradas (v) y (ii) un modelo de razón (R_i) que permite estimar la proporción de volumen hasta un determinado diámetro (d_i), de tal forma que el volumen hasta ese diámetro se obtiene multiplicando el volumen total por el modelo de razón ($v_i = v \cdot R_i$). Para el ajuste de la tarifa de dos entradas, se evaluaron diez modelos para el volumen con y sin corteza (Tabla 2). En el caso de los factores de razón, los modelos evaluados para el volumen con y sin corteza se presentan en la Tabla 3.

Para el ajuste de los modelos citados se utilizaron técnicas de regresión lineal y no lineal, mediante los procedimientos REG y NLIN del programa estadístico SAS/ETS (SAS Institute Inc., 2004). En el caso de la regresión no lineal, fue necesario incluir valores inicializadores de los parámetros, para lo cual se linealizó previamente la ecuación utilizando los parámetros como valores iniciales o empleando los parámetros ajustados por otros autores. Se comprobó la existencia de heterocedasticidad mediante el análisis gráfico de residuos, procediendo a su corrección mediante regresión ponderada con el procedimiento NLIN del programa estadístico SAS/ETS (SAS Institute Inc., 2004). La selección del mejor modelo se basó en los estadísticos de bondad de ajuste y en el análisis gráfico de los residuos. Los estadísticos empleados para valorar la capacidad de ajuste de cada modelo fueron: raíz del error medio cuadrático (REMC), coeficiente de determinación (R^2_{adj}) y criterio de información de Akaike en diferencias (AICd).

Variable	N	Mínimo	Máximo	Media	Desviación
d	94	5,900	38,10	16,50	6,300
h	94	8,610	26,40	16,20	4,100
V_{cc}	94	0,0125	0,8838	0,2066	0,1849
V_{sc}	94	0,0104	0,8079	0,1845	0,1679
e_{cc}	94	0,200	1	0,4479	0,1545

***Tabla 1**. Estadísticos descriptivos de la muestra. Nota: d, diámetro normal en cm; h, altura total en m; V_{cc}, volumen total con corteza en m^3; V_{sc}, volumen total sin corteza en m^3*

Modelo	Ecuación
Modelo 2.1	$V = a_1 \cdot d^2 + a_2 \cdot d^2 \cdot h$
Modelo 2.2	$V = a_0 \cdot d^{a_1} \cdot h^{a_2}$
Modelo 2.3	$V = a_0 + a_1 \cdot d^2 + a_2 \cdot h + a_3 \cdot d^2 \cdot h$
Modelo 2.4	$V = a_1 \cdot d^2 + a_2 \cdot h + a_3 \cdot d^2 \cdot h$
Modelo 2.5	$V = a_0 + a_1 \cdot d^2 + a_3 \cdot d^2 \cdot h$
Modelo 2.6	$V = a_0 + a_1 \cdot d^2 \cdot h + a_2 \cdot \left(d^2 \cdot h\right)^2$
Modelo 2.7	$V = a_1 \cdot d^2 \cdot h + a_2 \cdot \left(d^2 \cdot h\right)^2$
Modelo 2.8	$LnV = a_0 + a_1 \cdot Lnd + a_2 \cdot Lnh$
Modelo 2.9	$LnV = a_0 + a_1 \cdot Ln\left(d^2 \cdot h\right)$
Modelo 2.10	$V = a_1 \cdot d^2 \cdot h$

***Tabla 2**. Modelos evaluados como tarifas de cubicación de dos entradas, con y sin corteza. Nota: d es el diámetro normal (cm), h, la altura total (m) y ai los parámetros a ajustar*

Modelo	Ecuación
Burkhart et *al.* (1977)	$R = 1 + a_0 \cdot \left(\frac{d_i^{a_1}}{d^{a_2}}\right)$
Van Deusen et *al.* (1981)	$R = \exp\cdot\left(a_0 \cdot x^{a_1}\right)$
Clark y Thomas (1984)	$R = \exp\cdot\left(a_0 \cdot d_i^{a_1} \cdot d^{a_2}\right)$
Reed y Green (1984)	$R = 1 + \left(\frac{a_0 \cdot d_i^{a_1}}{d^{a_2} \cdot h_i^{a_3}}\right)$

***Tabla 3**. Modelos evaluados para la construcción de los factores de razón. Nota: R volumen porcentual para un determinado diámetro límite de utilización (d_i) en tanto por uno sobre el volumen total; $x=d_i/d$: siendo d el diámetro normal; y a_i los parámetros a estimar*

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 4 se presentan los estadísticos de bondad de ajuste de los modelos analizados para las tarifas de cubicación, el análisis de dichos estadísticos permitió concluir que los mejores modelos fueron el 2.6 y 2.7 (menor REMC, mayores R^2 y menor AICd), sin embargo el modelo 2.6 presentó un parámetro no significativo, tanto para el volumen con corteza como sin corteza, por lo tanto quedó finalmente descartado.

En estas ecuaciones se detectó heterocedasticidad por lo que se procedió a ajustar nuevamente los modelos mediante regresión ponderada, escogiendo el peso en función del valor obtenido al emplear la metodología de optimización propuesta por Harvey (1976). Las Tablas 5 y 6 muestran la estimación de los parámetros del modelo 2.7 con y sin corteza, una vez que se efectuó la corrección de heterocedasticidad. Las Figuras 1 y 2 muestran un ejemplo del efecto producido en los residuos por la corrección de heterocedasticidad.

Los modelos finalmente seleccionados para la estimación del volumen con y sin corteza se muestran en las Ecuaciones 1 y 2, respectivamente. Todos los parámetros resultaron significativos a un nivel de confianza del 5%.

$$V_{cc} = 0{,}00003843 \cdot \left(d^2 \cdot h\right) - 2{,}3032 \cdot 10^{-10} \cdot \left(d^2 \cdot h^2\right)^2 \quad (ec.\ 1)$$

$$V_{sc} = 0{,}00003374 \cdot \left(d^2 \cdot h\right) - 1{,}5387 \cdot 10^{-10} \cdot \left(d^2 \cdot h^2\right)^2 \quad (ec.\ 2)$$

			Volumen con corteza (Vcc)			Volumen sin corteza (Vsc)		
Modelo	***n***	***p***	**REMC**	R^2_{adj}	**AICd**	**REMC**	R^2_{adj}	**AICd**
2.1	94	2	0,0292	0,9751	41	0,0251	0,9777	31
2.2	94	3	0,0255	0,9810	16	0,0228	0,9816	14
2.3	94	4	0,0259	0,9804	20	0,0229	0,9814	17
2.4	94	3	0,0277	0,9776	32	0,0242	0,9792	26
2.5	94	3	0,0286	0,9761	38	0,0248	0,9782	31
2.6	94	3	0,0235	0,9839	1	0,0213	0,9839	2
2.7	94	2	0,0235	0,9839	0	0,0235	0,9839	0
2.8	94	3	0,0324	0,9692	62	0,0275	0,9732	50
2.9	94	2	0,0314	0,9712	55	0,0269	0,9743	45
2.10	94	2	0,0291	0,9752	40	0,0252	0,9775	33

Tabla 4. *Estadísticos de ajuste de los modelos evaluados para el cálculo de volumen*

Modelo	Parámetro	Estimación	Error estándar	t	Pr. Aprox. > |t|
2.7	a_1	0,00003843	5,329553E-7	72,10	<0,0001
	a_2	-2,3032E-10	6,04754E-11	-3,81	0,0003

Tabla 5. *Estimación de los parámetros del modelo 2.7 para el volumen con corteza corregida la heterocedasticidad*

Modelo	Parámetro	Estimación	Error estándar	t	Pr. Aprox. > |t|
2.7	a_1	0,00003374	4,834977E-7	69,78	<,0001
	a_2	-1,5387E-10	5,61359E-11	-2,74	0,0074

Tabla 6. *Estimación de los parámetros del modelo 2.7 para el volumen sin corteza corregida la heterocedasticidad*

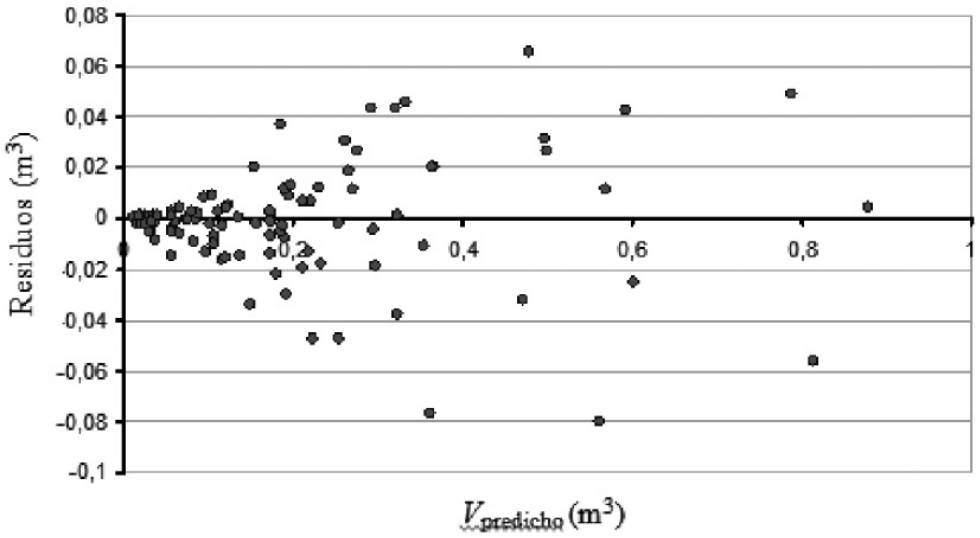

Figura 1. *Gráfico de dispersión de residuos frente a valores predichos por el modelo 2.7 con corteza antes de la corrección de heterocedasticidad*

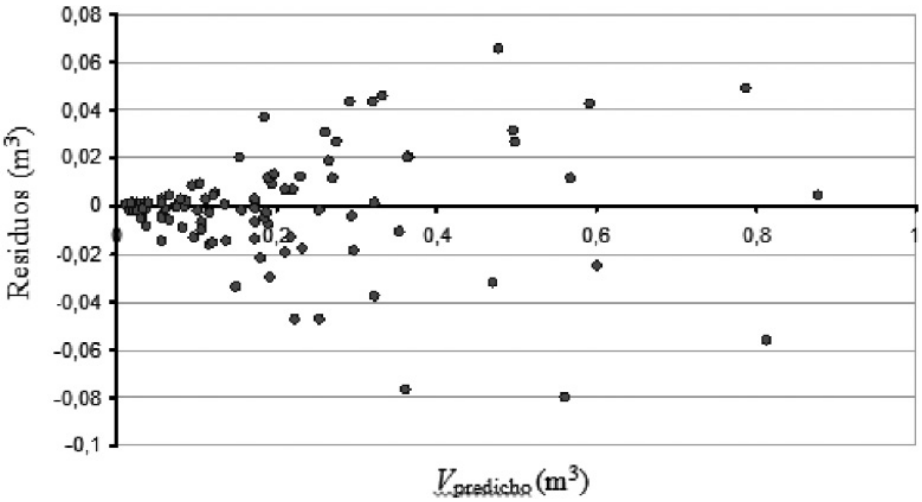

***Figura 2**. Gráfico de dispersión de residuos studentizados frente a los valores predichos por el modelo 2.7 con corteza después de la corrección de heterocedasticidad*

Los estadísticos de bondad de ajuste obtenidos para los factores de razón se muestran en la tabla 7. Todos los modelos evaluados presentaron un buen ajuste, explicando en torno al 93% de la variabilidad total, con errores medios inferiores a 0,075 m³. En estudios de otras especies (BARRIO et *al.*, 2004) se han obtenido resultados similares en cuanto a dichos estadísticos.

De acuerdo con los estadísticos de bondad de ajuste y el comportamiento gráfico de los residuos, el modelo que presenta un mejor comportamiento es el de CLARK & THOMAS (1984), tanto para el factor de razón con corteza como sin corteza. Así pues, las tarifas construidas a partir del modelo de CLARK & THOMAS(1984) para el volumen con y sin corteza vienen dadas por las siguientes expresiones (Ecuaciones 3 y 4, respectivamente), mostrando las Figuras 3 y 4 la dispersión residual de los volúmenes reales frente a los estimados por los diferentes factores de razón (con y sin corteza, respectivamente).

$$R_{cc} = \exp\cdot\left(-0{,}388 \cdot d_i^{3{,}185} \cdot d^{2{,}934}\right) \qquad (ec.\ 3)$$

$$R_{sc} = \exp\cdot\left(-0{,}569 \cdot d_i^{4{,}711} \cdot d^{-4{,}377}\right) \qquad (ec.\ 4)$$

CONCLUSIONES

Este estudio ha permitido ajustar unas tarifas de cubicación de árbol individual de dos entradas (modelo 2.7) que dan una buena estimación del volumen, tanto con corteza como sin corteza, explicando en torno al 98% de la variabilidad.

Del mismo modo, las tarifas de razón seleccionadas (modelo de CLARK Y THOMAS) explican en torno al 94% de la variabilidad de la muestra, proporcionando una precisión razonable en todas las ecuaciones ajustadas.

Agradecimientos

Este proyecto se enmarca dentro del Proyecto Singular Estratégico de "Valorización forestal e industrial del castaño en España"

			Volumen con corteza			Volumen sin corteza		
Modelo	***n***	***p***	**REMC**	R^2_{adj}	**AICd**	**REMC**	R^2_{adj}	**AICd**
BURKHART	1,136	3	0,0714	0,9261	139	0,0716	0,9253	130
VAN DEUSEN	1,136	2	0,0749	0,9187	247	0,0746	0,9189	224
CLARK Y THOMAS	1,136	3	0,0671	0,9346	0	0,0676	0,9334	0
REED Y GREEN	1,136	4	0,0703	0,9283	106	0,0706	0,9273	102

***Tabla 7**. Estadísticos de bondad de ajuste de los factores de razón evaluados*

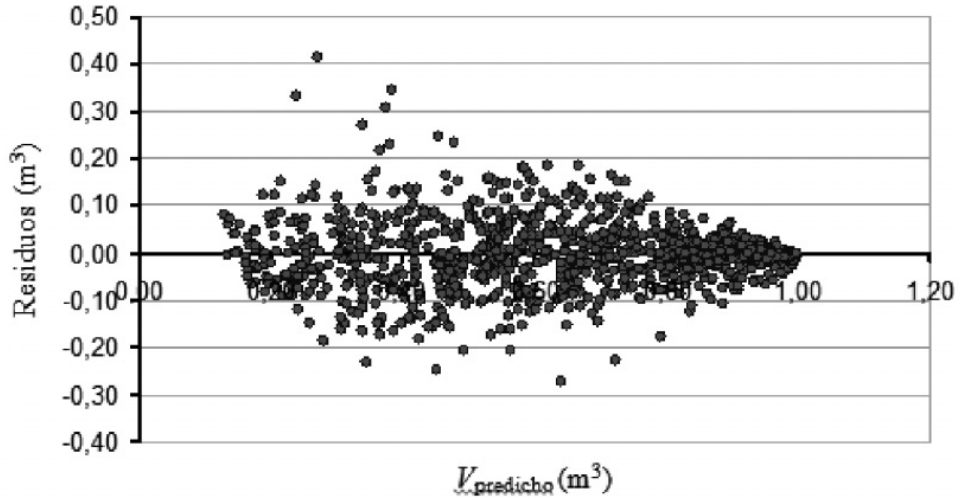

***Figura 3**. Gráfico de dispersión residual del modelo de Clark y Thomas con corteza*

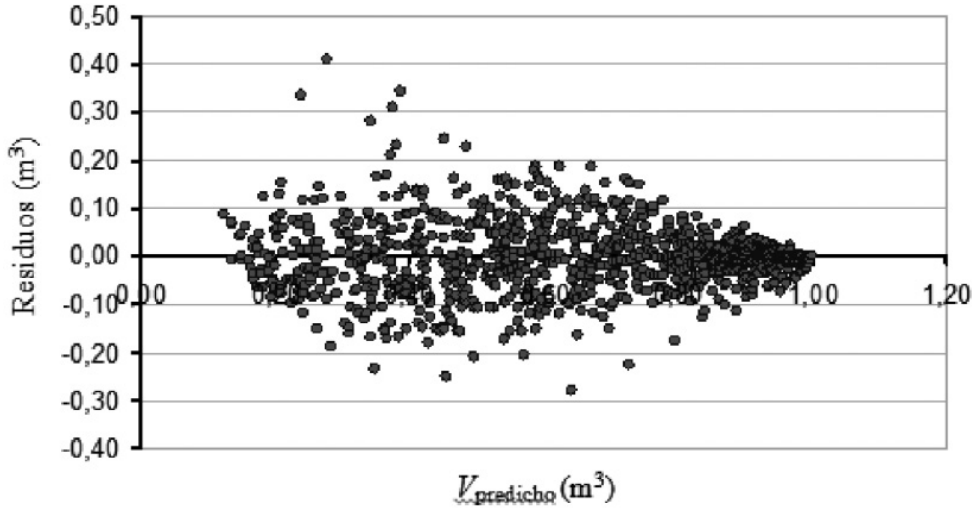

***Figura 4**. Gráfico de dispersión residual del modelo de Clark y Thomas sin corteza*

(PSE-VALOCAS) financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación y la Consejería de Educación y Ciencia, dentro de las tareas realizadas por el CETEMAS (Centro Tecnológico Forestal y de la Madera de Asturias).

BIBLIOGRAFÍA

Barrio, M.; Álvarez, P. y Díaz, I.J.; 2004. Elaboración de una tarifa con clasificación de productos para Quercus robur L. en Galicia basada en un modelo de volumen porcentual. *Inv. Agraria; Sist. Rec. For.* 13(3): 506-517.

Bourgeois, C. ; Sevrin, E. & Lemaire, J.; 2004. *Les guides du sylviculteur. Le chatâignier un arbre, un bois.* 2ª edition. Institut pour le Développement forestier.

Burkhart, H.E.; 1977. Cubic foot volume of loblolly pine to any merchantable top limit. *South J. Appl. For.* 1(2): 7-9.

Cabrera, M.; 1997. *El monte bajo de castaño en Asturias: alternativas selvícolas.* Tesis doctoral. Universidad Politécnica de Madrid. Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Montes. Madrid.

Clark, A. & Thomas, C.E.; 1984. Weight equations for southern tree species. When are and what is needed. *In*: R.F. Daniels & P.H. Dunhan

(eds.), *Proceedings of the 1983 southern forest biomass workshop*: 100-106. Fifth annual meeting of the Southern Forest Working Group. Forest Service. Southern Forest Experimental Station. USDA. Charleston.

GIUDICI, F. & ZINGG, A.; 2005. Sprouting ability and mortality of chestnut (Castanea sativa Mill.) after coppicing. A case study. *Ann. For. Sci.* 62: 513-523.

HARVEY, A.C.;1976. Estimating regression models with multiplicative heterocedasticity. *Econometrica* 44: 461-465.

MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE; 2006. *Tercer Inventario Forestal Nacional 1997-2006.*

REED, D. & GREEN, E.; 1984. Compatible stem taper and volume ratio equations. *For. Sci.* 30(4): 977-990.

SAS INSTITUTE INC. 2004. *SAS/ETS®. 9.1. User's Guide.* SAS Institute Inc. Cary.

VAN DEUSEN, P.C.; SULLIVAN, A.D. & MATNEY, T.G.; 1981. A prediction system for cubic foot volume of loblolly pine applicable through much of its range. *South J. Appl. For.* 5: 186-189.