

MODELO DE CALIDAD DE ESTACIÓN PARA EL MONTE “PINAR DE NAVAFRÍA” (SEGOVIA)

P. Adame Hernando ¹, J.C. Martín ², G. Montero González ³, M. del Río Gaztelurrutia ³, O. Cisneros González ¹ y I. Cañellas Rey de Viñas ³

¹ Departamento de Investigación Forestal de Valonsadero. Junta de Castilla y León. Apdo.175. 42080-SORIA (España). Correo electrónico: adaherpa@jcy.es

² Servicio Territorial de Medio Ambiente de Segovia. Plaza de la Reina Doña Juana 5. 40001-SEGOVIA (España)

³ Centro de Investigación Forestal (INIA). C.ª La Coruña km 7,5. 28040-MADRID (España)

Resumen

En este trabajo se desarrolla un modelo de calidad de estación de las masas de *Pinus sylvestris* L. pertenecientes al monte “Pinar de Navafría”, nº 198 del C.U.P. de la Comunidad de Villa y Tierra de Pedraza (Segovia). Para realizar los diferentes ajustes se utilizaron los datos de 117 análisis de tronco. Se ensayaron 6 modelos matemáticos, eligiéndose el más adecuado según la bondad del ajuste, el análisis de los residuos y la validación con una submuestra de los mismos datos. El modelo finalmente seleccionado fue el de CLUTTER & LENHART (1968). Por último, se comparan los resultados obtenidos y el modelo propuesto por ROJO Y MONTERO (1996).

Palabras clave: Ecuaciones en diferencias, Altura media, *Pinus sylvestris*

INTRODUCCIÓN

La calidad de estación refleja el potencial de producción y crecimiento de una especie para una estación determinada. La forma más habitual de estimar esta variable es a través de las curvas de calidad de estación, las cuales reflejan el patrón de crecimiento en altura dominante o media de una masa forestal. Ninguno de los modelos dados hasta la actualidad ha estudiado específicamente el monte “Pinar de Navafría” o han utilizado datos procedentes de éste. Por otro lado, la clasificación de la calidad de los diferentes tramos del monte “Pinar de Navafría” se ha venido realizando a través de valores modulares del diámetro normal a la edad de 100 años. Dada la importancia de este monte desde un punto de vista productor, protector, paisajístico y recreativo, se considera justificada la realiza-

ción de un estudio particular sobre la calidad a través de un modelo de calidad de estación basado en la altura.

MATERIALES Y MÉTODOS

El monte “Pinar de Navafría”, de 3.837 ha de superficie, se encuentra ubicado en el término municipal de Navafría (Segovia), con un rango altitudinal de 1.270 a 2.209 m, orientación noroeste y pendientes medias del orden del 40% (llegando a alcanzar en determinadas ocasiones el 70%). Está ordenado por tramos permanentes desde 1895, con un turno de transformación de 100 años y periodos de regeneración de 20 años. Actualmente está organizado en tres secciones, con tres cuarteles en cada una de ellas y cinco tramos en cada cuartel.

Los datos que se han utilizado en el presente estudio fueron tomados por el Servicio Territorial de Medio Ambiente de Segovia para la realización de la 10ª revisión del proyecto de ordenación del monte “Pinar de Navafria” (1998). Se construyó un ajuste de regresión diámetros/alturas de todos los pies medidos (1615 pies), seleccionando como árboles tipo aquellos pies cuyas características se ajustasen más a los promedios observados en la regresión. Los datos correspondientes a los análisis de tronco de 117 árboles tipo seleccionados son los datos de partida del estudio de calidad. En la tabla 1 se dan las características de los datos utilizados.

Se elige el método de ecuaciones en diferencias que permite el cálculo de la altura media o dominante a cualquier edad basada en la altura media o dominante de cualquier otra edad, consiguiendo así que las alturas sean invariantes respecto a la edad índice (CAO, 1993; ELFVING & KIVISTE, 1997).

A partir de los análisis de tronco, los datos utilizados para el ajuste de la función serán todas las posibles combinaciones, dos a dos, de los pares altura-edad del árbol (estructura de datos tipo VI) (HUANG, 1997). La principal ventaja de este método es que permite usar cualquier serie de datos temporales, independientemente de la extensión del periodo de tiempo que comprenda. Esto permite usar las mediciones de árboles que aún no han llegado a la edad típica y suprime la necesidad de establecer una edad de referencia a priori para ajustar los datos (CALAMA et al., 2003). La estimación de los parámetros de este tipo de funciones presenta varios problemas, siendo el más importante el relativo a la autocorrelación y falta de independencia entre observaciones (MONSERUD, 1984; GOELZ & BURK, 1992; BEAUMONT et al., 1999; CAÑADAS, 2000). Esto puede invalidar los test realizados de las hipótesis de regresión y las estimaciones de los intervalos, debido a que los errores no son independientes entre sí y tienen una varianza común. Para solucionar este pro-

blema se ha utilizado la metodología propuesta por GOELZ & BURK (1992).

En un primer paso se realiza el ajuste de cada función según una regresión de mínimos cuadrados ordinaria, obteniéndose el valor de los parámetros con los residuos correspondientes. A partir de estos se ha generado una nueva base de datos que integra a $\varepsilon_{i-1,j}$ y de $\varepsilon_{i,j-1}$ (MONSERUD, 1984). En un segundo paso, se ajusta la función expandida de forma que los residuos ε_{ij} cumplen los requisitos de independencia y distribución según una normal de media 0 y varianza η^2 (CALAMA et al., 2003).

Para la elección de la función más adecuada, se realizó un estudio comparativo entre seis funciones de crecimiento en diferencias, escogidas entre las más empleadas en la investigación forestal (KIVISTE et al., 2002): 1) RICHARDS (1959) con parámetro libre A; 2) GOELZ & BURK (1992); 3) SCHUMACHER (1939) con parámetro libre A; 4) BAILEY & CLUTTER (1974); 5) CLUTTER & LENHART (1968); 6) AMATEIS & BURKHART (1985). Todas ellas son de tipo polimórfico excepto la de Richards que es anamórfica. El ajuste de las funciones se realizó por el procedimiento NLIN del paquete estadístico SAS, y los criterios de elección han sido los siguientes: bondad del ajuste, análisis de los residuos y empleo de la muestra de validación.

RESULTADOS

En la tabla 2 se muestran los parámetros obtenidos en el ajuste de los datos, excepto los discriminados para la validación (20% del total), de las diferentes ecuaciones.

La aplicación de un test *t* de Student a los parámetros demostró que todos ellos eran significativos para un nivel $\alpha = 5\%$. Las funciones de RICHARDS (1), SCHUMACHER (3) y de AMATEIS & BURKHART (6) son las que presentan unos valores más elevados en la suma de cuadrados del error (SSE), error medio cuadrático (MSE) y sesgo, y

Total	Edad media	Desviación típica de la edad	Edad mínima-máxima	Altura media	Desviación típica de la altura	Altura mínima-máxima
117	82,7	25,9	30-133	17,6	4,9	8,9-26,8

Tabla 1. Caracterización de los datos de los análisis de troncos. Edad en años y la altura en metros

Función	Parámetros estimados				SSE	MSE	EF	Sesgo
	a	b	c	d				
1	-0,0222	1,6094			4730,6	0,3116	0,990	0,0129
2	0,0772	0,7494	-0,0182	1,8849	3618,3	0,2384	0,992	0,0118
3	-38,9658				4912,0	0,3235	0,990	0,0325
4	3,8713	-0,70091			3535,2	0,2329	0,992	-0,0068*
5	3,3837	-53,2078	28,5044		3523,2	0,2321	0,992	-0,0034*
6	32,2359	1,6235			6291,9	0,4144	0,986	0,0474

* no significativo con $p>0.05$

Tabla 2. Ajuste de los estadísticos de las funciones utilizadas

menor coeficiente de determinación (EF), siendo las otras tres más similares en este aspecto.

En cuanto al sesgo, únicamente son insesgados los modelos 4 (BAILEY & CLUTTER) y 5 (CLUTTER & LENHART), mientras que la función 3 (SCHUMACHER) y la 6 (AMATEIS & BURKHART) presentan sesgos bastante altos a un nivel de significación menor de 5%. En el análisis de los residuos de las seis ecuaciones no se han apreciado problemas de heterocedasticidad importantes.

Por último, se aplican las diferentes ecuaciones a los datos de la muestra de validación. Se comparan los valores observados y predichos obtenidos, calculando los parámetros del modelo lineal $H_{2obs} = a + b \cdot H_{2pred}$. Realizamos un test t individual para cada parámetro y un test F simultáneo para determinar si $a=0$ y $b=1$. Los datos de la validación se dan en la tabla 3.

Analizando los datos que desprende la tabla 3, se observa que los modelos de mayor sesgo son el número 2 (GOELZ & BURK) y el 6 (AMATEIS & BURKHART), seguidos de los modelos 1 (RICHARDS) y 3 (SCHUMACHER). Teniendo en cuenta el MSE y el ajuste lineal, los que presentan un mejor comportamiento son el 4 (BAILEY & CLUTTER) y 5 (CLUTTER & LENHART). Estas dos funciones son las únicas que presentan

un nivel de significación mayor del 5% en el ajuste de los datos de validación según la prueba de la F simultánea.

Se opta por la función diferencial de CLUTTER & LENHART dado que presenta una mayor eficiencia y errores más pequeños, tanto para los datos iniciales como para los datos de validación. Realizando nuevamente el ajuste con todos los datos, la forma general de la ecuación del índice de calidad es la siguiente:

$$H_2 = \exp\left(\left(3,4162 + \frac{-51,9405}{T_2} + \left(\ln(H_1) - 3,4162 - \frac{-51,9405}{T_1}\right)\right) \cdot \exp\left(29,1022 \cdot \left(\frac{1}{T_2} - \frac{1}{T_1}\right)\right)\right)$$

donde: H_1 = altura media a la edad T_1 ; H_2 = altura media a la edad T_2

Para deducir los valores por los que debe pasar la curva, se han utilizado las alturas medias extremas a la edad de 100 años, turno de aprovechamiento del monte, siendo 10 m el extremo inferior y 27 m el extremo superior. Dividiendo este intervalo en las cinco clases de edad, se obtienen como valores medios de las calidades los siguientes: 12; 15; 18,5; 22 y 25.

Mod	MSE	Sesgo	Ajuste lineal		Test t (95%)		F	Pr<F
			a	b	Intervalo a	Intervalo b		
1	3,729	0,167	0,569	0,938	0,427 – 0,712	0,927 – 0,949	0,9574	0,91179
2	1,784	0,202	0,801	0,919	0,702 – 0,899	0,912 – 0,926	1,0022	0,47281
3	3,855	0,165	0,801	0,920	-0,646 – 2,248	0,909 – 0,930	0,9567	0,91560
4	1,801	0,046	0,702	0,940	0,603 – 0,801	0,932 – 0,947	0,9214	0,99450
5	1,649	0,032	0,658	0,944	0,564 – 0,753	0,937 – 0,951	0,9045	0,99909
6	6,678	0,324	0,917	0,894	0,726 – 1,107	0,880 – 0,908	0,9792	0,74286

Tabla 3. Estadísticos de la validación de las funciones ensayadas

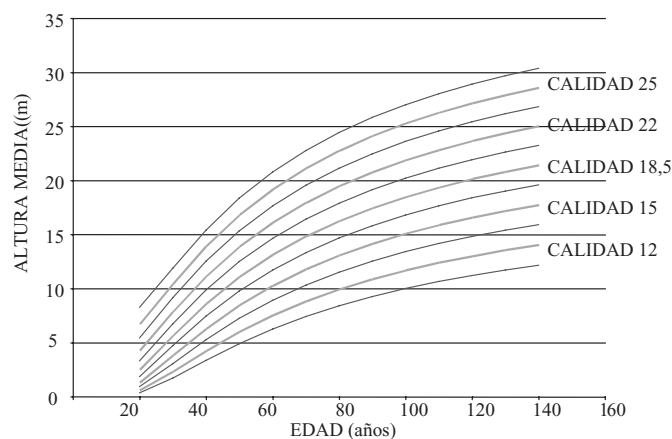


Figura 1. Curvas de calidad de estación definitivas según la ecuación de CLUTTER & LENHART (1968)

La representación gráfica de la función (Figura 1) forzada a pasar por los pares de datos (100,12), (100,15), (100,18,5), (100,22) y (100,25) determina las curvas de calidad para árboles medios de *Pinus sylvestris* L. en el “Pinar de Navafría”.

Los datos utilizados en el estudio proceden de árboles medios del monte, por lo que para poder realizar la comparación con el modelo propuesto por ROJO Y MONTERO (1996) se observa la evolución de la altura media de cada calidad dada en las tablas de producción de régimen moderado de claras de ROJO Y MONTERO (1996). En la figura 2 se definen las cinco calidades según ambos modelos.

DISCUSIÓN

Entre las seis ecuaciones de crecimiento en diferenciales evaluadas ha sido elegida la ecuación desarrollada por CLUTTER & LENHART por ser la que mejores resultados arroja en los diferentes análisis realizados.

La aplicación de las curvas obtenidas se restringe al intervalo 30-140 años, puesto que las parcelas utilizadas para la construcción de las curvas se reparte entre tales límites. Aunque los datos obtenidos del análisis de tronco se remontan hasta el nacimiento de las masas estudiadas, parece conveniente mantener los 30 años como

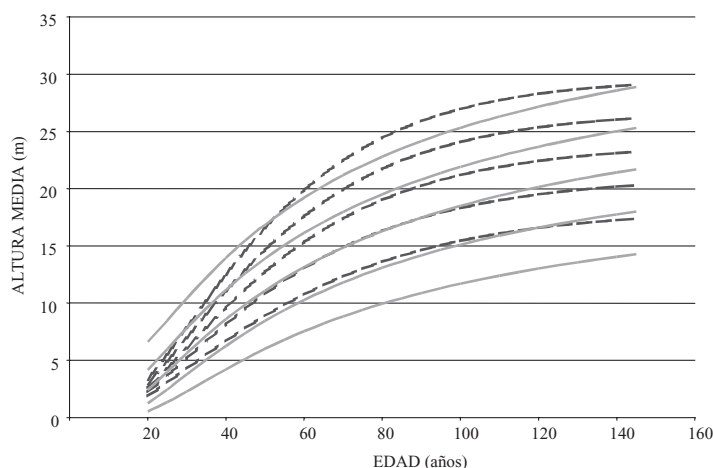


Figura 2. Comparación de la evolución de la altura media dada en las tablas de producción de régimen moderado según ROJO Y MONTERO (1996) (discontinuas) y el modelo ajustado de CLUTTER & LENHART (continuas)

límite inferior, ya que antes de esa edad resulta prácticamente imposible la determinación de las calidades (ROJO Y MONTERO, 1996).

La calidad media del monte "Pinar de Navafría" es ligeramente menor a la de los pinares de Cercedilla, Navacerrada y Valsaín (ROJO Y MONTERO, 1996) tal y como puede observarse en la Figura 2. Aunque el comportamiento de las masas es muy similar, tanto la calidad media como los intervalos de las calidades de estación asignadas en el Pinar de Navafría son menores que las dadas en Valsaín, Cercedilla y Navacerrada.

La forma de las curvas de calidad de estación realizadas en este trabajo alcanzan la asíntota de la altura media a mayor edad en comparación con las del modelo de ROJO Y MONTERO (1996), tendiendo a igualarse a edades maduras (140 años). Por este motivo, si aplicamos el modelo de ROJO Y MONTERO (1996) en el Pinar de Navafría en edades menores al turno final realizaríamos un error en la estimación de la evolución de la altura media con la edad y por tanto en la producción total.

Agradecimientos

Este trabajo no hubiera sido posible sin la colaboración del Servicio Territorial de Medio Ambiente de Segovia (Junta de Castilla y León) y el Centro de Investigación Forestal (INIA). Este trabajo ha sido financiado por el proyecto de CICYT AGL2000-1545.

BIBLIOGRAFÍA

- AMATEIS, R.L. & BURKHART, H.E.; 1985. Site index curves for loblolly pine plantations on cutover-site prepared lands. *South. J. Appl. For.* 9: 166-169.
- BAILEY, R.L. & CLUTTER, J.L.; 1974. Base-Age Invariant Polimorphic Site Curves. *For. Res.* 20: 155-159.
- BEAUMONT, J.F.; UNG, C.H. & BERNIER-CARDOU, M.; 1999. Relating site index to ecological factors in black spruce stands: test of hypotheses. *For. Sci.* 45: 484-491.
- 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. *Ann. For. Sci.* 60: 259-269.
- CAÑADAS, N.; 2000. *Pinus pinea* L. en el Sistema Central (Valles del Tiétar y del Alberche): desarrollo de un modelo de crecimiento y de producción de piña. Tesis doctoral. Inédito. E.T.S.I. de Montes, Universidad Politécnica de Madrid. Madrid.
- CAO, Q.V.; 1993. Estimating coefficients of base-age invariant site index equations. *Can. J. For. Res.* 23: 2343-2347.
- CLUTTER, J.L. & LENHART, D J.D.; 1968. Site index curves for old-field loblolly pine plantations in Georgia Piedmont. *Ga. For. Res. Counc. Rep.* 22 Ser.1.
- ELFVING, B. & KIVISTE, A.; 1997. Construction of site index equations for *Pinus sylvestris* L. using permanent plot data in Sweden. *For. Ecol. Manage.* 98: 125-134.
- GOELZ, J.C.G. & BURK, T.E.; 1992. Development of a well-behaved site index equation: jack pine in north central Ontario. *Can. J. For. Res.* 22 776-784.
- HUANG, S.; 1997. Development of compatible height and site index models for young and mature stands within an ecosystem-based management framework. In: A. Amaro & M. Tomé (eds.), *Empirical and process based models for forest tree and stand growth simulation*: 61-98.
- KIVISTE, A.; ALVAREZ, J.G.; ROJO, A. Y RUIZ, A.D.; 2002. *Funciones de crecimiento de aplicación en el ámbito forestal*. Monografías INIA: Forestal 4. INIA. Madrid.
- MONSERUD, R.A.; 1984. Height-growth and site index curves for inland Douglas fir based in stem analysis and forest habitat type. *For. Sci.* 30: 943-965.
- RICHARDS, F.J.; 1959. A flexible growth function for empirical use. *J. Exp. Bot.* 10(29): 290-300.
- ROJO, A. Y MONTERO, G.; 1996. *El pino silvestre en la Sierra de Guadarrama*. MAPA. Madrid.
- SCHUMACHER, F.X.; 1939. A new growth curve and its application to timber-yield studies. *J. For.* 37: 819-820.

SERVICIO TERRITORIAL DE MEDIO AMBIENTE DE
SEGOVIA (JUNTA DE CASTILLA Y LEÓN);
1998. *10ª Revisión del proyecto de ordena-*

*ción del monte “Pinar de Navafría”, nº
198 del C.U.P. de la Comunidad de Villa y
Tierra de Pedraza (Segovia).*