

INFLUENCIA DE CIERTAS VARIABLES SELVICOLAS EN LA PUDRICION PROVOCADA POR *Phellinus pini* SOBRE *Pinus pinea*

C. GARCIA GÜEMES

G. MONTERO

Area de Selvicultura. CIFOR-INIA

Apdo. 8111. Madrid

RESUMEN

Phellinus pini (Brot.: Fr.) Ames parásita de manera muy intensa la madera en pie de *pinus pinea* en las masas de la provincia de Valladolid (España), por lo que interesa conocer las variables selvícolas que favorecen la intensidad del ataque. Para estimar el estado del rodal se crea un índice de pudrición (IP), que es función del nivel de ataque cualitativo de los cinco individuos muestreados en cada una de las 131 parcelas que constituyen el inventario. Los diversos valores de IP permiten agrupar las 131 observaciones en cuatro categorías (CP), a partir de las cuales se realiza el análisis estadístico. Este trabajo determina que las variables selvícolas que favorecen la introducción y progresión del patógeno son la edad, la altura dominante y el área basimétrica, manteniendo una estrecha relación con la calidad de estación. Finalmente, utilizando técnicas de análisis discriminante, se desarrolla un modelo predictivo para determinar el nivel de ataque partiendo de parámetros selvícolas.

PALABRAS CLAVE: *Phellinus pini*
Pinus pinea
Selvicultura
Análisis discriminante
Pudrición blanca
Patología
Modelo de pudrición

INTRODUCCION

El basidiomiceto *Phellinus pini* (Brot.: Fr.) Ames es uno de los patógenos más importantes que ataca la madera en pie de las coníferas, con una fortísima incidencia sobre *Pinus pinea* en la provincia de Valladolid. Es una especie muy ubicua, habiéndose detectado su presencia en más de 100 especies de coníferas (Larsen, Melo, 1996), aunque también se le ha identificado parasitando frondosas como *Acer* sp., *Betula* sp. y *Crataegus* sp. (Ovington, Fischer, 1994). Por otra parte, presenta una distribución prácticamente cosmopolita (Blanchette, 1980; Fisher, 1994).

Recibido: 25-6-98

Aceptado para su publicación: 1-10-98

La variabilidad que presenta *Phellinus pini* dificulta su encuadre taxonómico. La tendencia actual es a considerarlo como un agregado de especies, sobre todo desde que Fischer (1994) demostrara la incompatibilidad entre individuos europeos y norteamericanos, y entre las propias procedencias norteamericanas, aceptando su desglose en varias especies. El sinónimo habitualmente utilizado en España, *Fomes pini*, nunca ha sido mayoritariamente utilizado por la comunidad científica, habiendo desaparecido de la literatura internacional hace más de quince años.

La colonización de nuevos individuos se produce siempre a través de heridas en el *cambium* o ramas desgajadas (Bashman, 1975). En este sentido, las frecuentes podas y olivaciones que se practican en los pinares de la provincia de Valladolid dejan el camino expedito para la entrada del hongo en los pies sanos.

Phellinus pini descompone la lignina, un elemento responsable de la resistencia mecánica de la madera que se presenta en proporciones cercanas al 30 % de la madera en diversas especies del género *Pinus* (Vignote, Jiménez Peris, 1996). Sin embargo, la celulosa, que es el otro componente fundamental de la madera, queda prácticamente inalterada. La descomposición de la madera habitualmente se asocia al duramen, presentando una columna central de pudrición que se desarrolla de forma centrífuga. En estadios muy avanzados de pudrición, o cuando la especie no forma duramen hasta edades avanzadas, el hongo puede también atacar la albura.

El hongo muestra preferencia por las traqueidas de otoño (Blanchette, 1980), que son las zonas más lignificadas. La separación entre la madera atacada y la madera sana se produce habitualmente en las traqueidas de primavera, que contienen grandes cantidades de resina en estas zonas limítrofes (Blanchette, 1982a), dificultando el avance centrífugo del hongo. Aunque habitualmente la pudrición aparece en árboles de edad avanzada, Blanchette (1982a) encontró un ejemplar de *Pinus banksiana* con pudriciones importantes a los diecisiete años.

El basidiomiceto se desarrolla muy lentamente y necesita formar columnas de pudrición importantes antes de fructificar (Boyce, Blanchette, 1982a), lo que explica la existencia de individuos afectados en los que no se aprecian externamente cuerpos de fructificación.

El ataque causa graves daños en la madera, que no puede ser destinada a los usos más valiosos (chapa plana y aserrío), utilizándose únicamente para trituración. La particular forma en la que se produce la pudrición, en la que la celulosa no se ve afectada, ha originado intentos de aprovechar la celulosa de las partes afectadas para la industria papelera (Hunt, 1978). Como apuntan diversos patólogos, si se consiguiera reproducir artificialmente el mecanismo del hongo para degradar la lignina, la industria papelera podría evitar los negativos efectos ambientales en la extracción de la pasta.

Existe abundante bibliografía sobre aspectos taxonómicos del patógeno, así como acerca de la evolución del hongo en la madera a nivel microscópico. Sorprende, sin embargo, la escasez de trabajos que intentan determinar las características selvícolas que retardan la aparición o minoran los efectos de *Phellinus pini*. Ninguno de estos aspectos ha sido estudiado sobre *Pinus pinea*, a pesar de los masivos ataques del hongo, que en rodales de cierta edad puede llegar a afectar al 100 % de los individuos. Baudin (1963) propuso un turno de 50 años para transformar, consciente de la gravedad del problema, las masas más atacadas. Algunos autores (Yagüe, 1994) opinan que la producción de piña (principal aprovechamiento de las masas de *Pinus pinea* en la actualidad) se ve afectada

por la presencia del hongo, extremo este que, según nuestras propias investigaciones, sólo podría admitirse en estados muy avanzados de pudrición. La ausencia de métodos curativos eficaces justifica la determinación y realización de prácticas selvícolas que disminuyan la agresividad e incidencia del hongo.

En definitiva, el presente trabajo tiene dos objetivos fundamentales: por un lado, identificar cuáles son los factores selvícolas que favorecen la expansión de *Phellinus pini* en los pinares de *Pinus pinea* de la provincia de Valladolid. Por otro lado, establecer un modelo predictivo para determinar la intensidad del ataque del hongo en función de diversas características selvícolas de la masa.

MATERIAL Y METODOS

Material

Los datos de partida se tomaron en un muestreo dirigido (N=131 parcelas) sobre masas regulares en los pinares de *Pinus pinea* de la provincia de Valladolid. Las parcelas son circulares de radio variable, constando todas de 20 árboles (por tanto, se asume un coeficiente de variación constante). Las variables consideradas son IP (índice de pudrición, definido a continuación), calidad de estación, altura dominante, edad normal, área basimétrica, diámetro medio cuadrático y fracción de cabida cubierta.

En los cinco árboles más cercanos al centro de la parcela se extrae una muestra con barrena de Pressler que atraviese el centro del árbol. Esta muestra se utiliza para determinar la edad del mismo (con el programa Windendro®) y evaluar el nivel de pudrición. Se establecieron cuatro niveles de pudrición individual, determinados cualitativamente en función de las características que indica la Tabla 1.

TABLA 1
CARACTERISTICAS DE LOS NIVELES DE PUDRICION
ASIGNADOS A CADA ARBOL MUESTREADO

Characteristics of individual tree rot levels

Nivel	Características
0	Ausencia de ataque.
a	Ataque incipiente. La pérdida de lignina afecta únicamente a los anillos más internos, sin que se desmorone la muestra.
b	Ataque intermedio. La infección no rebasa la mitad interna del radio, aunque los anillos centrales pueden estar convertidos en serrín.
c	Ataque intenso. Sólo se mantienen sanos los anillos más exteriores. La pudrición puede afectar incluso a la altura.

La concurrencia de diversos niveles en árboles de la misma parcela exigió la elaboración de un índice de pudrición (IP), que definimos de la siguiente forma:

$$IP = n_a + 2 \cdot n_b + 3 \cdot n_c$$

donde n_i es el número de árboles en la parcela afectado por el nivel de ataque i .

El paso gradual que se produce entre dos niveles de pudrición consecutivos en un mismo árbol, así como la posible heterogeneidad en cuanto al nivel de pudrición en un mismo árbol según la dirección de muestreo, aconseja que la diferencia entre los coeficientes que multiplican a los n_i sea la misma (una unidad en este caso), con el fin de disminuir el efecto que podría tener una asignación errónea de un individuo en el valor final de IP .

Utilizando la relación anterior, se calcula el valor de IP para cada una de las 131 parcelas, obteniendo valores entre 0 y 14. Para facilitar el tratamiento estadístico, se procedió a la formación de clases —que denominamos CP (clases de pudrición)— agrupando distintos intervalos de IP . Las parcelas se agruparon en función de su IP de acuerdo al criterio expresado en la Tabla 2.

TABLA 2

**CRITERIO DE AGRUPACION DE LAS PARCELAS MUESTREADAS
EN CLASES DE PUDRICION (CP) EN FUNCION DE SU INDICE
DE PUDRICION (IP)**

Criteria followed to group sample plots in CP (rot class) depending on its IP (rot index)

Clase (CP)	IP	N.º parcelas
1	0	70
2	1-2	17
3	3-6	21
4	7-14	23

Las parcelas incluidas en la clase CP=1 no presentan infección por *Phellinus pini*. La clase CP=2 se interpreta como el inicio del ataque del hongo en el rodal, ya que esta clase se alcanza con tal de que uno solo de los árboles se asocie a los niveles a o b , o bien dos árboles alcancen el nivel a . En la clase CP=3 todavía puede existir mayoría de árboles sanos, pero algunos árboles pueden presentar niveles de pudrición más severos. La clase CP=4 se identifica con un ataque intenso y generalizado, pudiendo llegar a presentar una mayoría de árboles con nivel c .

La edad de la parcela se estimó como media aritmética de los cinco árboles muestreados, cuyo rango de edades siempre es inferior a veinte años debido a que las parcelas se instalaron en rodales regulares. Se ha decidido trabajar con la edad normal (también denominada edad a la altura del pecho) que contabiliza únicamente los años a partir de 1,30 m, por las ventajas que comporta su utilización, ya señaladas por diversos autores (Carmean, Lenthall, 1989; Goelz, Burk, 1992). La calidad de estación se ha asignado en función del modelo elaborado por García Güemes *et al.* (1997), siendo el índice de sitio de altura dominante a los cien años normales. Los índices de sitio de

dicho modelo son 21, 17, 13 y 9. La determinación de otros parámetros identificativos de la masa forestal, tales como la densidad, fracción de cabida cubierta, diámetro medio cuadrático y área basimétrica se ha realizado a partir de las mediciones de los 20 árboles de la parcela.

Todo el tratamiento estadístico de los datos se ha realizado con el programa SAS/STAT®.

Métodos

Se intenta determinar un modelo de CP (variable cualitativa) en función de variables cuantitativas (y, posiblemente, cualitativas) de la masa, que consigan explicar de manera satisfactoria la variación de CP.

En primer lugar, se realiza un análisis de factores principales con las variables seleccionadas. El análisis de factores principales asocia las variables según ejes principales de inercia, valorando, por tanto, la correlación entre ellas. La correlación entre las variables escogidas deberá ser la menor posible, con lo que se minimiza el sesgo en la estimación de los parámetros. El criterio de retención de los autovalores es que sean superiores a la unidad, factorizando la matriz de correlación sin ponderar (SAS Institute Inc., 1985).

A continuación, se procede a identificar las variables que explican la variación de CP. Son éstas las variables que deben intervenir en el modelo predictivo.

Para su selección, nos basamos en el método paso a paso (Stepwise), método iterativo de selección secuencial en el que CP es la variable explicada. El método paso a paso para la selección de variables permite seleccionar aquellas variables que presentan mayor poder discriminante. El límite se ha establecido para $Pr > F = 0,1$.

El procedimiento estadístico más adecuado para elaborar un modelo es el análisis discriminante, toda vez que la regresión logística (que también permite elaborar modelos de variables cualitativas) no es de aplicación en este caso al no poder realizarse las transformaciones que exige este procedimiento (Carrasco, Hernán, 1993).

Debido a la elevada importancia que, según nuestros indicios, puede tener la calidad de estación en la evolución de la pudrición de la madera, caben en principio dos aproximaciones: realizar el propio análisis discriminante por calidades de estación (que equivale a introducir en el modelo tantas variables ficticias como calidades de estación se consideran), o bien introducir la altura dominante como variable continua en el análisis. La primera aproximación topa con el problema del desequilibrio del muestreo: al haberse definido cuatro niveles de IP, no todas las combinaciones IP-calidad de estación constan con una representación adecuada en las dos calidades superiores, por lo que el análisis se debería limitar a las dos calidades de estación mejor representadas. Este importante inconveniente aconseja realizar un solo análisis para el conjunto de las parcelas, introduciendo, en su caso, la altura dominante como variable continua. De esta forma también se consigue obtener un modelo de aplicación más general.

El análisis discriminante permite asignar una nueva observación a una de las categorías previamente definidas, de acuerdo al vector de variables explicativas de la nueva observación.

De manera preliminar, se debe comprobar si existe diferencia estadística entre las matrices de covarianzas de los grupos. Si existe diferencia entre las matrices, el cri-

terio de clasificación será la denominada discriminación cuadrática —que necesita todas las matrices de covarianzas— en vez de la discriminación lineal —que utiliza únicamente la matriz de covarianzas global— (Júdez, 1989), presentando la primera el inconveniente de la gran complejidad de la clasificación, *a posteriori*, de nuevas observaciones.

La aplicación del exigente test de Barlett modificado (ver SAS Institute Inc., 1985; Carrasco, Hernán, 1993) no permite rechazar la hipótesis nula de no diferencias entre las matrices. Realizados los análisis de discriminación cuadrática y discriminación lineal, se observó la práctica identidad entre las observaciones mal clasificadas por ambos métodos. Se sigue, por tanto, el método de la discriminación lineal.

La distancia cuadrática entre las clases, también denominada distancia de Mahalanobis (Green, 1978), se define por:

$$\Delta_{1,j}^2 = (\bar{X}_i - \bar{X}_j)' \text{COV}^{-1} (\bar{X}_i - \bar{X}_j)$$

donde COV es la matriz de covarianzas intergrupos global (Anexo I).

La magnitud de esta distancia da una idea comparada de la separación existente entre los centroides de las diferentes clases CP. Mayor distancia implica menor solape, con lo que también será menor la probabilidad de asignación incorrecta de las observaciones.

La hipótesis nula de igualdad entre medias de clases se prueba con el estadístico denominado lambda de Wilks, cuya expresión es la siguiente:

$$\Lambda = \frac{|\text{COV}|}{|T|}$$

siendo T la matriz de covarianzas considerando el conjunto de las observaciones como muestra unitaria. Dicho estadístico sigue una F de Fisher-Snedecor con $k-1$, $m-k$ grados de libertad (k número de grupos, m observaciones totales). En otras palabras, es el cociente entre la dispersión residual intragrupos y la dispersión total; por tanto, valores muy próximos a 1 indican una mala separación entre grupos y valores cercanos a 0 significan que la dispersión dentro de cada clase es despreciable en comparación con la dispersión total (buena separación de clases).

Para la construcción del modelo predictivo, se calculan los parámetros de la función lineal discriminante para cada una de las clases. Para la clase i la constante y el coeficiente de la función lineal se calculan de la siguiente manera:

$$\text{Constante} = -\frac{1}{2} \bar{X}_i' \text{COV}^{-1} \bar{X}_i$$

$$\text{Coeficientes} = \text{COV}^{-1} \bar{X}_j$$

Estas funciones lineales son las funciones de verosimilitud, que permiten la clasificación de una nueva observación en una determinada clase. Esta será la correspondiente a aquella cuya función aplicada al vector de variables explicativas de la nueva observación da el máximo valor.

La estimación de la bondad del método de clasificación propuesto se puede valorar cal-

culando el número de observaciones que quedan clasificadas incorrectamente. Las observaciones se asignan a la clase CP para la cual la distancia mínima generalizada es mínima.

RESULTADOS

Factores que favorecen la expansión de *Phellinus pini*

La idoneidad del criterio de clasificación empleado se puede comprobar a partir de la Tabla 3, en la que se expresan los árboles incluidos en cada una de las clases CP en función de su índice de pudrición.

TABLA 3
NUMERO DE ARBOLES INCLUIDOS EN CADA CLASE CP,
CONSIDERANDO SU NIVEL DE ATAQUE INDIVIDUAL (N=655 ARBOLES)
Number of trees included in each rot class CP, considering its individual rot level
(n.º 655 trees)

Nivel de ataque	CP=1		CP=2		CP=3		CP=4	
	n	%	n	%	n	%	n	%
0	355	100	65	76	56	54	24	20
a			14	17	10	10	9	8
b			6	7	30	29	42	37
c					7	7	40	35

Se observa que no dejan de aparecer árboles sanos, aunque en CP=4 la proporción es inferior a un árbol sano por parcela. La evolución de los respectivos porcentajes de los niveles de ataque en cada categoría de CP es suficientemente elocuente.

El análisis de factores principales, considerando el conjunto de las parcelas, queda resumido en la Tabla 4.

TABLA 4
ANALISIS DE FACTORES PRINCIPALES
Principal component analysis

	Factor 1	Factor 2
Edad	0,75946	0,33398
G	0,19886	0,92556
N	-0,84221	0,36002
Ho	0,72569	0,60928
Fcc	0,08213	0,94926
Dg	0,87876	0,38554

La varianza explicada, en términos porcentuales, por los factores 1 y 2 es 44% y 42%, respectivamente.
Factor 1 and factor 2 explains, respectively, 44% and 42% of total variation.

Asociamos el factor 1 con aquellas variables de masa que representan valores medios de la misma, como son la edad (media aritmética de las edades individuales), la altura dominante (media aritmética de las alturas del 25 % de los árboles más gruesos por hectárea) y el diámetro medio cuadrático (media geométrica de los diámetros normales). El factor 2 se asocia estrechamente con otras variables de masa, como el área basimétrica o la fracción de cabida cubierta. La elevada proyección de la densidad sobre el eje correspondiente al factor 1 puede explicarse por el peculiar comportamiento que parece presentar esta variable en las masas de *Pinus pinea* (García Güemes *et al.*, en preparación).

Para valorar, de manera sencilla, la posible influencia de la calidad de estación en CP, analizamos la variación de CP en función de una variable asociada al factor 1 (edad) y de una variable asociada al factor 2 (G). En la Tabla 5 se presenta la media y desviación típica de G para cada una de las combinaciones de CP y calidad de estación, así como las edades máxima y mínima a las que se presenta cada combinación (no se incluyen los datos correspondientes al índice de sitio 21 debido a su escasa representación en el muestreo).

Es particularmente relevante observar las edades máximas a las que se encuentran rodales no afectados (CP=1). La edad a las que dejan de aparecer rodales sanos decrece drásticamente a medida que descende la calidad de estación. Análogamente, las edades mínimas a las que se encuentran parcelas con afecciones graves (CP=4) van aumentando conforme mejora la calidad de estación. Todo ello parece confirmar una elevada incidencia de la edad y de la calidad de estación en la pudrición. Para una misma calidad de estación, se observa una tendencia a avanzar la pudrición conforme aumenta el área basimétrica, aunque a la vista de las desviaciones típicas no parece significativa.

Con el nivel de significación indicado (0,10), el método paso a paso seleccionó las variables edad, G y H_0 como aquellas que muestran más significación respecto a CP (Tabla 6). El resto de variables consideradas (fcc, densidad y diámetro medio cuadrático) no presentan significación estadística. Dos de las variables seleccionadas (edad y H_0) tienen una elevada correlación entre sí, aunque es preciso mantener ambas en el modelo esperando que absorban el efecto *calidad de estación* [en definitiva, la calidad es un modelo $H_0 = H_0$ (edad)].

TABLA 5
MEDIA Y DESVIACION ESTANDAR DE G (M²/HA) Y RANGO DE EDADES
A LAS QUE SE PRESENTA CADA CLASE DE PUDRICION (CP)
EN FUNCION DEL INDICE DE SITIO

Mean and standard deviation of G (m²/ha) and age range in which a certain rot class CP can be found, depending on site index

CP	Ind. sitio	G	STD (G)	Edad mín.	Edad máx.
1	17	15,15	7,29	7	107
	13	12,69	4,99	11	69
	9	9,56	3,48	8	55
2	17	14,86	3,40	53	87
	13	18,09	5,93	38	104
	9	16,33	5,55	34	54
3	17	43,70	20,15	58	103
	13	21,32	6,81	53	102
	9	15,31	6,00	41	85
4	17*	38,11		76	76
	13	26,36	16,80	70	140
	9	17,99	6,07	39	150

* Con la combinación CP=4 e índice de sitio=17 existe una sola parcela.

TABLA 6**SIGNIFICACION INDIVIDUAL Y VALOR DE LA F DE FISHER-SNEDECOR DE LAS TRES VARIABLES SELECCIONADAS CON EL METODO STEPWISE***Signification and Fisher-Snedecor F of the three selected variables with stepwise method*

Variable	R ² parcial	F	Pr > F
Edad	0,6272	217,0602	0,0001
G	0,0148	5,2777	0,0232
H ₀	0,0261	9,9752	0,0020

En lo referente al análisis discriminante lineal, la distancia de Mahalanobis entre clases de CP se muestra en la Tabla 7. Como es lógico, la separación es máxima entre las clases extremas (1 y 4).

El valor de la lambda de Wilk es:

$$L = \frac{|\text{COVI}|}{|\text{I}|} = 0,2918$$

Dicho valor corresponde a $F = 22,3$ ($\text{Pr} > F = 0,0001$), con lo que se rechaza la hipótesis nula de igualdad de medias entre las distintas CP.

TABLA 7**DISTANCIA DE MAHALANOBIS ENTRE CLASES DE PUDRICION (CP)***Mahalanobis distance among rot classees CP*

CP	1	2	3	4
1	0	1,75801	6,33794	12,61910
2	1,75801	0	1,70275	5,59359
3	6,33794	1,70275	0	2,60311
4	12,61910	5,59359	2,60311	0

Modelo predictivo

En la Tabla 8 se muestran los coeficientes de las funciones lineales discriminantes (funciones de verosimilitud) para las distintas clases CP.

TABLA 8
COEFICIENTES DE LAS FUNCIONES DISCRIMINANTES
DE CADA CLASE DE PUDRICION (CP)

Coefficients of discriminant functions of each rot class CP

	CP			
	1	2	3	4
Constante	-3,06338	-6,15751	-10,20411	-12,59391
Edad	0,01011	0,07528	0,12615	0,22177
G	-0,02410	0,00749	0,11263	0,12189
H ₀	0,77732	0,76492	0,62168	0,16173

Estas funciones discriminantes son las que permiten evaluar el estado en el que se encuentra una masa forestal. Conociendo la altura dominante, la edad y el área basimétrica se estima la CP del rodal. La clase de pudrición CP a la que se asigna la nueva observación será la correspondiente a aquella función de las cuatro que ofrezca un resultado más alto.

Fijando dos parámetros, se puede observar gráficamente la variación de la clasificación en función del comportamiento del tercer parámetro. Mostramos dos ejemplos ilustrativos en las Figuras 1 y 2.

En la Figura 1 se puede ver cómo una parcela de ciento veinte años y 13,5 m de altura dominante, características que se corresponden con el índice de sitio 13, siempre va a ser asignada a la clase CP=4, independientemente de su área basimétrica. En la Figura 2, una parcela con G=20 m²/ha y H₀=10 m puede ser encuadrada en cualquiera de las cuatro clases de CP en función de la edad de la misma: quedará clasificada en CP=1 hasta los cuarenta años y en CP=4 a partir de los setenta años.

De acuerdo con la clasificación que establecen los hiperplanos definidos por los coeficientes de las funciones discriminantes se estima el CP de cada observación, calculando cuál es el porcentaje de clasificación errónea (Tabla 9).

TABLA 9
COMPARACION ENTRE EL CP REAL (CALCULADO)
Y EL ESTIMADO POR LAS FUNCIONES DISCRIMINANTES

Comparison between real CP (calculated CP) and the estimated CP with discriminant functions

		CP estimado				Total
		1	2	3	4	
CP calculado	1 n	55	13	1	1	70
	%	78,57	18,57	1,43	1,43	100,00
	2 n	5	9	1	2	17
	%	29,41	52,94	5,88	11,76	100,0
	3 n	0	7	10	4	21
	%	0,00	33,33	47,62	19,05	100,00
	4 n	1	3	3	16	23
	%	4,35	13,04	13,04	69,57	100,0

n: número de observaciones que se incluyen en cada combinación CP calculado - CP estimado.

%: porcentaje de las observaciones que se estiman para cada CP en relación al total de las observaciones de cada CP calculado.

n: number of plots of each combination calculated CP-estimated CP.

%: percentage of observations estimated for each combination referred to the total calculated CP.

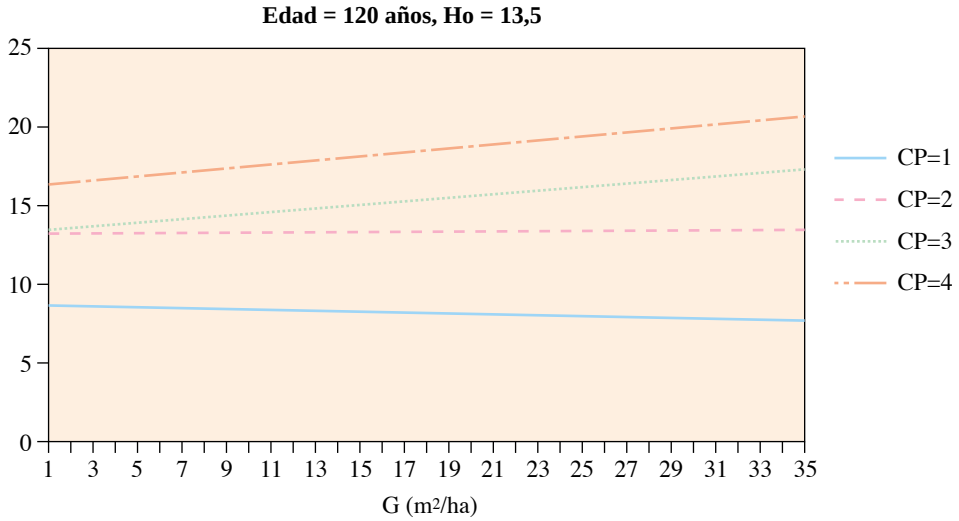


Fig. 1.—Evolución de la discriminación en función de G fijando las variables edad y H_0
Evolution of the discrimination depending on G , with fixed age and H_0

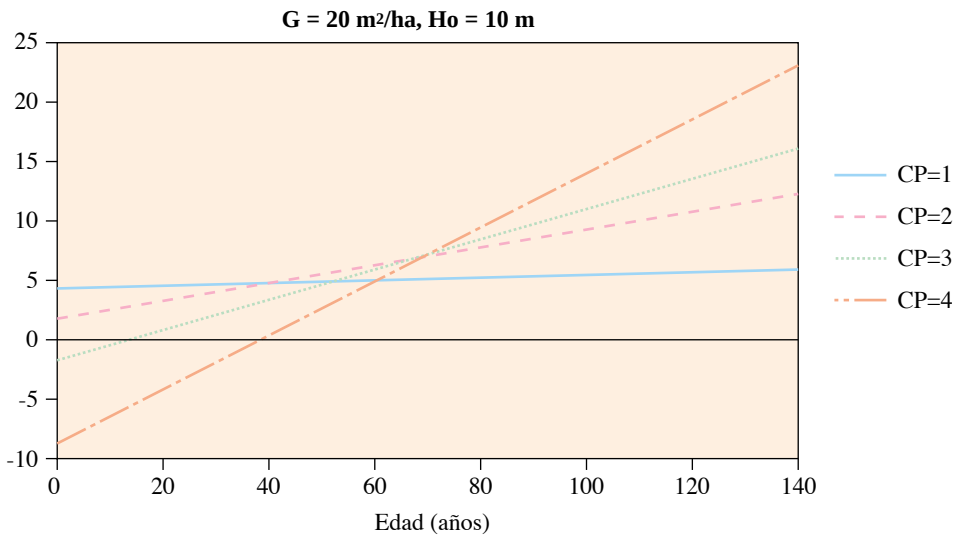


Fig. 2.—Evolución de la discriminación en función de la edad fijando las variables G y H_0
Evolution of the discrimination depending on the age, with fixed G and H_0

El porcentaje de clasificación errónea de cada clase es el siguiente:

CP=1	CP=2	CP=3	CP=4	Total
21,4	47,1	52,4	30,4	37,8

Luego el 62,8 % de las parcelas es adecuadamente clasificado con el criterio establecido.

Si aceptamos un criterio ligeramente menos rígido, en el que para un CP calculado de 2 admita un CP estimado de 1 ó 2 (es decir, que una real pudrición incipiente se clasifique incluso como ausencia de la misma) y para un CP calculado de 3 admita un CP estimado de 2 ó 3 (es decir, excluyendo la posibilidad de asignación a ausencia de pudrición o niveles muy severos de la misma), los niveles de clasificación satisfactoria aumentan considerablemente:

$$\Pr (CP_c = 1/CP_e = 1) = 78,57 \%$$

$$\Pr (CP_c = 2/CP_e = 1 \text{ ó } CP_e = 2) = 29,41 + 52,94 = 82,35 \%$$

$$\Pr (CP_c = 3/CP_e = 2 \text{ ó } CP_e = 3) = 33,33 + 47,62 = 80,92 \%$$

$$\Pr (CP_c = 4/CP_e = 4) = 69,57 \%$$

donde CP_c es el CP calculado y CP_e el CP estimado.

En las parcelas incorrectamente clasificadas se ha calculado la probabilidad de asignación a cada una de las clases. La probabilidad de asignar la observación definida por el vector de variables explicativas X en la clase j es:

$$P(j/X) = \frac{e^{-0,5 \Delta_j^2(X)}}{\sum_{k=1}^{k=4} e^{-0,5 \Delta_k^2(X)}}$$

siendo Δ_j^2 la distancia de Mahalanobis de la observación a la clase j . El Anexo II recoge estas probabilidades de las parcelas incorrectamente clasificadas.

DISCUSION

A pesar de la enorme importancia económica que presenta la pudrición de *Phellinus pini* debido a la depreciación de la madera atacada, muy pocos son los estudios realizados que valoran su incidencia en función de parámetros selvícolas o ambientales. En nuestro estudio se ha partido de la hipótesis de que la estimación del nivel de pudrición de un tronco se puede realizar a partir de la muestra obtenida a 1,30 m mediante barrena de Pressler. La ausencia de estudios referentes a la velocidad y distribución de la pudrición, tanto en altura como en sección, impide conocer el sesgo que se puede cometer al evaluar la pudrición de la manera que se ha hecho. Es esta, sin duda, una importante línea de trabajo futura que se abre con el presente estudio.

Hobbs, Partridge (1979) analizan la incidencia de diversos hongos de pudrición (entre los que se encuentra *Phellinus pini*) a lo largo de un gradiente altitudinal en el norte de Idaho (EE.UU.). La importancia relativa de *Phellinus pini* decrece considerablemente cuando se supera la cota 1.500. El límite térmico que parece inferirse no se alcanza en nuestra área de estudio, que presenta unas características climáticas muy homogéneas y más cálidas.

Bashman (1975) también encuentra una relación elevada, en términos cualitativos, entre la presencia del hongo y la edad del árbol parasitado. En nuestro estudio se demuestra que la edad y la intensidad de la pudrición presentan una correlación positiva muy elevada, siendo el factor que más condiciona el desarrollo de *Phellinus pini*.

La influencia de la calidad de estación no ha sido tratada de forma explícita en la bibliografía. De los resultados de nuestro estudio se desprende que la calidad de estación parece tener una importancia determinante, al menos en lo referente a la edad de inicio de la pudrición y la intensidad de la misma. Por encima de los cincuenta y cinco años no se encuentra ningún rodal sano en el índice de sitio 9, por lo que, independientemente de las condiciones del mercado, no parece razonable orientar hacia la producción de madera las masas que vegetan en las peores calidades de estación. Por el contrario, en el índice de sitio 17 se pueden encontrar rodales en perfecto estado hasta edades bastante avanzadas (ciento siete años), en las que se alcanzan diámetros importantes ($d_g = 40,1$ cm). La escasa representación territorial del índice de sitio 21 obligó a una elevada intensidad de muestreo en estas masas de características excepcionales, a pesar de lo cual no se obtuvo un suficiente número de observaciones en cada CP como para incluirlas en el análisis por calidades de estación. No obstante, se puede pensar que continuará la tendencia observada para las otras tres calidades de estación, con lo que la presencia de *Phellinus pini* y la importancia de su ataque sería menor, a pesar de que existen tres observaciones en la calidad de índice de sitio 21 (N=13) donde se ha detectado la presencia del hongo. Este comportamiento global de la calidad de estación es razonable: los árboles que vegetan en las peores estaciones son los más susceptibles de sufrir ataques de plagas y enfermedades al carecer del vigor necesario para enfrentarse a ellas de forma exitosa.

La densidad, expresada en número de árboles por hectárea, no tiene ninguna relación con la pudrición estudiada, al contrario que G, posiblemente debido a que es un mejor estimador de la competencia real que se produce en la masa forestal. Es interesante observar la evolución de la importancia de G para las distintas clases de pudrición: para CP=1 y CP=2, el coeficiente asociado a G es prácticamente despreciable (incluso el asociado a CP=1 es negativo, lo que carece de todo fundamento biológico). Pero para las dos intensidades de pudrición superiores, G cobra una mayor importancia. Por tanto, existen masas espesas con niveles bajos de pudrición, pero aquellos rodales más afectados hay que asociarlos con espesuras altas. No existe una relación biunívoca entre espesura y clase de pudrición.

El análisis de los parámetros asociados a la altura dominante también proporciona datos interesantes. La importancia relativa de esta variable decrece a medida que aumenta la intensidad de pudrición, siendo mínima para CP=4. En este último caso la pudrición queda explicada fundamentalmente por los valores que toman el resto de las variables. Alturas dominantes elevadas determinarán que el rodal se encuadre dentro de una de las dos primeras clases de pudrición, con cierta independencia de los valores que tomen tanto la edad como G. Naturalmente, las alturas dominantes más elevadas se localizan en las mejores calidades de estación, que ya ha quedado dicho que son las menos afectadas.

En definitiva, el modelo creado permite predecir satisfactoriamente el nivel de ataque del rodal, por lo que puede contribuir a una mayor eficiencia en la gestión de los pinares de *Pinus pinea* en la provincia de Valladolid. La incidencia de *Phellinus pini* puede (y debe) ser tomada en cuenta en la elección del tratamiento, turno y cálculos de producción de las masas.

CONCLUSIONES

CP es un estimador cualitativo adecuado del ataque de *Phellinus pini*, que sirve para analizar las variables selvícolas que intervienen en su propagación.

La calidad de estación tiene una importancia capital para la instalación y progresión del hongo dentro del rodal, al ser un indicador de su vigor vegetativo.

Las variables continuas que presentan una elevada influencia en el ataque de *Phellinus pini* son la edad (factor fundamental), la altura dominante y el área basimétrica. En general, se puede afirmar que la intensidad del ataque a nivel del rodal aumenta con la edad y el área basimétrica. Por el contrario, los rodales con mayor altura dominante dificultan la progresión del hongo.

Las funciones discriminantes elaboradas permiten predecir adecuadamente el nivel de ataque que presenta el rodal a partir de las tres variables mencionadas.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean hacer constar su agradecimiento al Dr. Ricardo Alía por sus valiosas indicaciones en el tratamiento de los datos y por la corrección de los primeros borradores. Asimismo, los autores agradecen al servicio territorial de Medio Ambiente de Valladolid (en particular a don Luis Finat y don Javier Gordo, jefes de la I y II secciones territoriales) las facilidades para la toma de datos y el interés demostrado en el estudio.

SUMMARY

Influence of certain silvicultural variables in the *Phellinus pini* white-rot on *Pinus pinea*

Phellinus pini (Brot.: Fr.) Ames is the most frequent wood decay fungus in Stone Pine forests (*Pinus pinea*) in Valladolid province (Central-North Spain). Great volumes of wood are affected by this white-pocket rot fungus, depreciating its values. Massive attacks are achieved from 80 year-old stands, although the disease can be found even in 30 year-old trees. The aim of this paper is to identify those silvicultural patterns affecting most the decay within the stand. Data has been collected 655 trees in 131 plots (five per plot). The rot level in the plot has been evaluated with an index (IP), aggregating the different individual level of attack of the five trees. Age, dominant height and basal area showed strong influence on the development of the attack, also closely related with site index. Based on discriminant analysis techniques, a predictive model to determine the level of the attack is developed.

KEY WORDS: *Phellinus pini*
Pinus pinea
Silviculture
Discriminant analysis
Whiterot disease
Pathology
Model

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BASHMAN J.T., 1975. Heart rot of jack pine in Ontario. IV. Heartwood-inhabiting fungi, their entry and interactions within living trees. *Can. J. For. Res.* 5: 706-721.
- BAUDIN F., 1963. Transformación de las masas de *Pinus pinea* atacadas por el *Trametes pini*. *Actas de la II Asamblea Técnica forestal*. MAPA, Madrid, 112-114.
- BLANCHETTE R.A., 1980. Wood decomposition by *Phellinus (Fomes) pini*: a scanning electron microscopy study. *Can. J. Bot.* 58: 1496-1503.
- BLANCHETTE R.A., 1982a. *Phellinus (Fomes) pini* decay associated with sweetfern rust in sapwood of jack pine. *Can. J. For. Res.* 12: 304-310.
- BLANCHETTE R.A., 1982b. Decay and canker formation by *Phellinus pini* in white and balsam fir. *Can. J. For. Res.* 12: 538-544.
- CARMEAN W.H., LENTHALL D.J., 1989. Heith-growth and site-index curves for jack pine in north central Ontario. *Can. J. For. Res.* 19: 215-224.
- CARRASCO J.L., HERNAN M.A., 1993. *Estadística multivariante en las ciencias de la vida*. Ed. Ciencia 3. 363 pp.
- FISCHER M., 1994. Pairing tests in the *Phellinus pini* group. *Mycologia* 86(4): 524-539.
- GARCIA GÜEMES C., CAÑADAS N., MONTORO R., MONTERO G., 1997. Modelo de calidad de estación para *Pinus pinea* L. aplicando la ecuación de Richards. *Actas del II Congreso Forestal Español*, Mesa 5: 267-272.
- GOLEZ 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.
- GREEN P.E., 1978. *Analyzing multivariate data*. Dryden Press. Illinois, EE.UU. 519 pp.
- HOBBS S.D., PARTRIDGE A.D., 1979. Wood decay, root rots and stand composition along an elevation gradient. *Forest Sci.* 25: 31-42.
- HUNT K., 1978. Pulping western hemlock decayed by white-rot fungi. *Pulp and paper Canada* 79: 77-80.
- JUDEZ L., 1989. *Técnicas de análisis de datos multidimensionales*. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. 301 pp.
- LARSEN M.J., MELO I., 1996. Neothypification of *Phellinus pini*. *Mycologia* 88(5): 839-843.
- SAS INSTITUTE INC., 1985. *SAS/STAT guide for personal computers, version 6 edition*. SAS Institute Incorporated. Cary, North Carolina, EE.UU. 378 pp.
- VIGNOTE S., JIMENEZ PERIS F.J., 1997. *Tecnología de la madera*. Ed.Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. 602 pp.
- YAGÜE BOSCH S., 1994. Silviculture and production of Stone pine (*Pinus pinea* L.) stands in the province of Avila (Spain). *Investigación agraria. Sistemas y recursos forestales*. Fuera de Serie, n.º 3, pp. 423-444.

ANEXO I
MATRIZ DE COVARIANZAS GLOBAL
Global covariances matrix

	Edad	G	H ₀
Edad	47.777,59266	3.296,88465	4.211,77964
G	3.296,88465	15.484,51687	2.641,60139
H ₀	4.211,77964	2.641,60139	1.321,68974

ANEXO II
PARCELAS INCORRECTAMENTE CLASIFICADAS
Incorrectly clasified plots

Parcela	CP calc.	CP estim.	Probabilidad estimada			
			CP=1	CP=2	CP=3	CP=4
1	3	2	0,1040	0,4790	0,3173	0,0997
3	3	2	0,2428	0,6437	0,1114	0,0020
6	4	3	0,0012	0,0837	0,8574	0,0577
9	4	3	0,0002	0,0071	0,7186	0,2742
11	3	2	0,1506	0,4825	0,2860	0,0809
13	3	2	0,2528	0,5606	0,1576	0,0290
14	1	2	0,0860	0,4875	0,2833	0,1432
17	2	1	0,4818	0,4119	0,0979	0,0084
20	4	1	0,4816	0,4070	0,0932	0,0181
22	1	2	0,4412	0,4486	0,0981	0,0121
24	3	2	0,4297	0,4308	0,1178	0,0216
28	1	2	0,3976	0,4466	0,1499	0,0058
32	3	2	0,2827	0,5158	0,1367	0,0648
37	3	2	0,3827	0,5049	0,0869	0,0255
39	1	2	0,2495	0,5384	0,1586	0,0535
40	2	1	0,5592	0,3991	0,0379	0,0038
41	3	4	0,0050	0,0873	0,1711	0,7366
43	3	4	0,0043	0,0764	0,2499	0,6695
44	1	2	0,4631	0,4849	0,0464	0,0056
45	1	3	0,0999	0,4070	0,4616	0,0315
46	3	4	0,0071	0,1640	0,3595	0,4694
48	1	2	0,4340	0,4819	0,0837	0,0005
54	3	4	0,0011	0,0519	0,1393	0,8077
58	1	2	0,4082	0,4756	0,0997	0,0165
75	1	2	0,3922	0,4747	0,1297	0,0034
76	1	2	0,1862	0,5645	0,2251	0,0242
83	2	4	0,0002	0,0169	0,1479	0,8350
84	1	2	0,4178	0,4978	0,0828	0,0015
88	1	2	0,4126	0,4656	0,1115	0,0103
89	4	2	0,0288	0,3898	0,3700	0,2115
90	4	2	0,0842	0,5352	0,3121	0,0685
94	2	1	0,5504	0,3614	0,0796	0,0086
99	4	3	0,0078	0,1385	0,7260	0,1276
106	1	2	0,1232	0,5132	0,2588	0,1047
111	2	1	0,5668	0,3586	0,0640	0,0106
115	2	1	0,4967	0,4249	0,0674	0,0110
118	1	2	0,3265	0,4423	0,2055	0,0257
121	2	3	0,2690	0,3499	0,3806	0,0005
122	1	4	0,0011	0,0743	0,2190	0,7057
123	4	2	0,1794	0,4821	0,2222	0,1164
127	2	4	0,0118	0,2125	0,3053	0,4704