

Evaluación de la producción individual de piña en un banco clonal de pino piñonero (*Pinus pinea* L.) en Madrid

S. Mutke Regneri¹, B. Sada Arias¹ y S. Iglesias Sauce² y L. Gil Sánchez*¹

¹ ETS Ingenieros de Montes. UPM. Ciudad Universitaria. 28040 Madrid. España

² Servicio de Material Genético. DGCN. Gran Vía de San Francisco, 4. 28005 Madrid. España

Resumen

Se evalúan las primeras cosechas de piña de los clones candidatos a grandes productores de piña injertados en el banco clonal de pino piñonero Cataluña Litoral, situado en el Centro Nacional de Mejora Genética Forestal Puerta de Hierro (Madrid). Con este fin se ha establecido un modelo lineal generalizado de producción de árbol individual que estima como factor fijo el valor medio de cada genotipo, ajustado por el tamaño de cada ramet y por las correlaciones espaciales observadas. Estas dos fuentes de variación significativas se han estimado, respectivamente, por la sección del fuste por encima del punto de injerto y por la media móvil de los valores residuales de los árboles vecinos, debido a que los bloques completos del diseño original de la parcela no recogen satisfactoriamente la variación espacial observada. Se aplica un método iterativo para lograr la independencia de los residuos del modelo. Las medias ajustadas de los clones muestran una variación gradual que todavía no permite proponer una población de mejora depurada que se diferencie nítidamente del promedio general.

Palabras clave: pino piñonero (*Pinus pinea*), plantación injertada, producción de piña, modelo individual, mejora genética, selección clonal.

Abstract

Individual code yield evaluation in a Stonepine (*Pinus pinea* L.) clone bank

The present paper analyses cone yields of ninety clones during four years in a stonepine clone bank in Madrid. The yield of each tree was modelled by a generalized linear model that includes the genotype as fixed factor and size parameter and spatial correlations as covariables. The latter two were surrogated by stem cross-section area above grafting point and by the moving average of the direct neighbour trees. Original Complete Block Design failed to remove plot variability, so a iterative method was used for archiving independent residuals. Clonal least square means showed a gradual variation, which did not allow to discriminate a clear group of plus genotypes.

Key words: stone pine (*Pinus pinea*), grafted plantation, individual cone-yield model, genetic improvement, clonal selection.

Introducción

La recogida de la piña para extraer sus piñones grandes y comestibles es el principal aprovechamiento comercial de los pinares de piñonero. La demanda sostenida en el mercado internacional de este fruto seco de calidad y la importancia económica de su aprovechamiento motivaron en 1990 el inicio de un Programa de Mejora Genética de *P. pinea* en colaboración entre la actual Dirección General de Conservación de la Naturaleza y la Universidad Politécnica de Madrid (Iglesias, 1997). Aunque en principio el pino piñone-

ro es un árbol forestal integrado en la dinámica de los ecosistemas mediterráneos, puede llegar a utilizarse como cultivo frutal injertado sobre patrones de la misma u otras especies de pinos (Catalán, 1990, 1998). Su interés económico tiene evidentes repercusiones sociales, proporcionando una rentabilidad a tierras de secano en los países mediterráneos, actualmente excedentarias en el marco de la política agraria comunitaria (Mutke *et al.*, 2000).

En esta línea, se ha definido la producción de fruto como el carácter básico de mejora, con el fin de disponer de individuos con una producción de piñón de alto rendimiento y calidad. La primera tarea fue la prospección masal de árboles grandes productores de piña, para establecer una línea de mejora genética clonal, da-

* Autor para la correspondencia: lgil@montes.upm.es

Recibido: 30-05-02; Aceptado: 27-09-02.

do que la alta heterocigosis habitual en las especies leñosas silvestres y su largo ciclo generacional desaconsejan basarse en la vía sexual. Desde 1989, se han elegido varios cientos de pinos candidatos con una fructificación sobresaliente en el año de la recogida¹ en las diferentes regiones de procedencia españolas. El material obtenido de éstos árboles se ha propagado vegetativamente vía injerto, para evaluar su producción de piña en parcelas de ensayo y constituir una reserva de material forestal de reproducción que permita afrontar las necesidades en fases posteriores del programa. Puesto que ha habido una selección individual para cada uno de sus componentes, estos bancos corresponden a la definición de «mezcla de clones» y pueden ser incluidos en el Catálogo de Materiales de Base para la producción de material forestal de reproducción «cualificado» según la Directiva 105/1999 CE del Consejo. Tras su evaluación y depuración, los mejores clones serán propagados masivamente mediante técnicas de reproducción vegetativa, una vez aprobados como materiales de base para producción de material de reproducción de categoría «controlada».

Al mismo tiempo, estas colecciones constituyen una valiosa herramienta de conservación *ex situ* de recursos genéticos forestales, que recoge con 60-90 clones de cada una de las regiones de procedencia buena parte del rango geográfico de la especie en la Península Ibérica, su área de distribución más importante a nivel mundial. La constitución de parcelas homogéneas permite el estudio de la variabilidad de estos recursos fitogenéticos en un ambiente común, para evaluar la diversidad y adaptación específica de las distintas regiones de procedencia.

En los años noventa se han establecido varios bancos clonales de pino piñonero correspondientes a las regiones de procedencia españolas (Abellanas *et al.*, 1997; Iglesias, 1997; Prada *et al.*, 1997; Gordo, 1998). No se dispone de datos publicados recientes de su producción, aunque para dos bancos clonales se presentaron hace unos años sendas comunicaciones a congresos con propuestas para una selección clonal provisional basada en los valores absolutos de producción por árbol durante los primeros años y en otros criterios como la variación interanual o entre ramets (Abellanas *et al.*, 1997; Sada *et al.*, 2000).

No obstante, el tamaño del árbol parece ser también un factor a considerar en la evaluación individual de la capacidad productiva bruta. Así, para la evaluación fenotípica de pinos piñoneros candidatos a grandes productores de piña en masas naturales de la especie, Gordo *et al.* (2001) se basaron en un modelo de regresión lineal múltiple, incluyendo, entre otras covariables, la sección normal del árbol para la predicción de su producción de piñón. En parcelas injertadas coetáneas, el tamaño de cada ramet es el crecimiento acumulado hasta el momento, como expresión de su vigor. Este, a su vez, está influenciado por otros factores ajenos al genotipo injertado, entre otros el efecto del patrón, como manifiestan las destacadas diferencias de desarrollo entre réplicas del mismo clon injertados sobre patrones francos (brinzales) que se observan también en otras plantaciones con unidades experimentales no monoárbol (Mutke *et al.*, en prep.).

En consecuencia, los objetivos del presente trabajo son de índole metodológica: estudiar la producción individual en una parcela injertada y desarrollar un modelo insesgado que estime el efecto medio de cada clon sobre la producción de piña, teniendo en cuenta otros factores como el tamaño del árbol cuyos efectos resultaran significativos. Para este fin, se eligió el Banco Clonal «Cataluña Litoral» del Centro Nacional de Mejora Genética Forestal de Puerta de Hierro, que diez años después de su injertado tiene un desarrollo suficiente y dispone de primeros datos de producción para abordar esta evaluación provisional del rendimiento de piña.

Material y métodos

El banco clonal de Cataluña Litoral

El banco objeto del estudio está integrado por 90 clones, seleccionados en 8 rodales de la provincia de Barcelona y 6 de Gerona, respectivamente, con un número variable de 3 a 9 clones por rodal. El diseño de la parcela es de siete bloques completos al azar, con unidades experimentales monoárbol, con un marco de plantación de 3 × 3 m. La plantación se realizó en febrero de 1993, con planta injertada el año anterior so-

¹ La selección individual se basó en tres pasos: a) selección de rodales cuyas características ecológicas reflejasen bien toda la variación de la región de procedencia, b) selección previa de rodales en función de la fructificación media de los mismos, superior a la del resto de montes análogos. c) selección individual, dentro de cada uno de los rodales elegidos, en función de la producción de piñas en relación a la superficie de copa.

bre brinzales de la misma especie en el vivero del CNMGF Puerta de Hierro en Madrid. El número final de ramets logrados es de 593, con 60 clones representados en todos los bloques y otros 25 en 6 bloques. Cuatro clones cuentan con 5 repeticiones, y un único clon tiene sólo tres ramets.

La parcela no cuenta con filas de borde alrededor, aunque linda con otras parcelas injertadas de parecido desarrollo por sus dos lados cortos, donde no habría efectos borde. Sin embargo, en los otros dos límites del banco aparecen efectos locales a tener en cuenta en la evaluación de los ramets: los bloques 1, 2, 3 y 7 se sitúan orilla a un camino, lo que podría haber favorecido el desarrollo y la iluminación de los árboles de la última fila. El lado opuesto de la parcela se sitúa en el límite del predio, un linde arbolado con ejemplares adultos de pino, olmo y choipo que han afectado al desarrollo de los ramets situados en su vecindad e incluso debajo de su dosel mismo, en las primeras filas de los bloques 4 a 7 (figura 1).

Producción de piña y covariables biométricas

La parcela ha sido objeto de un seguimiento regular desde su instalación. Se dispone de registros de floración y fructificación desde el año 1993, con los datos en número y peso de piñas cosechadas de cada ramet hasta la actualidad. La floración ha ido aumentando en los tres primeros años de manera progresiva incrementándose de manera notable desde 1994 con más de 4.000 flores para todo el banco en 1996. El presente trabajo se basa en las cosechas de los últimos cuatro años a partir de 1997/98, cuando la práctica totalidad del banco había entrado en producción (tabla 1), con el fin de minimizar la influencia de diferencias iniciales entre árboles debidas a causas operacionales durante las fases previas (recogida de la púa de cada ortet en monte y transporte hasta el vivero donde se injertaron, el injertado y la plantación definitiva en la parcela). Debido a la estabilidad del peso medio de las piñas entre clones existe una alta correlación entre la producción en número de piñas y

B-4	55	81	1	76	33	21	35	15	19	9	90	25	46	67	87	82	x	84	86	x	B-1
	x	27	36	3	17	31	14	25	8	46	2	72	63	65	48	43	77	20	14	28	
	88	39	12	77	x	75	43	80	37	40	11	32	37	29	56	26	x	69	39	16	
	30	62	45	x	52	4	49	28	32	59	23	55	6	66	58	x	62	51	12	33	
	70	2	74	23	16	67	60	53	20	38	21	70	80	40	x	73	x	81	22	9	
	85	7	10	x	47	29	44	48	56	64	38	10	85	34	45	50	30	x	71	49	
	x	x	x	84	83	71	41	54	24	73	42	5	57	53	17	4	1	8	15	31	
	87	58	79	6	57	18	68	82	65	50	61	54	36	88	27	x	x	89	44	60	
	11	78	x	x	90	26	22	69	13	63	64	76	74	41	68	35	79	3	19	24	
	B-5	40	x	69	7	54	33	44	4	62	15	33	2	10	36	13	4	17	49	15	
64		53	18	36	26	10	48	12	x	73	26	38	45	12	1	22	43	21	55	41	
25		70	68	57	1	30	37	x	47	61	40	70	24	67	50	66	47	x	32	63	
34		39	19	45	8	24	2	38	13	23	57	68	69	46	9	76	29	59	62	56	
50		76	67	75	41	52	x	66	81	72	34	30	11	37	58	x	x	3	16	x	
3		78	16	27	29	9	46	20	55	83	82	60	44	74	5	89	77	64	79	18	
85		42	86	90	32	5	x	80	82	11	19	80	90	48	73	81	14	39	78	75	
35		88	43	58	x	71	87	14	21	89	42	83	20	88	23	87	72	85	86	61	
74		56	77	6	60	17	63	22	79	84	28	52	35	8	25	31	27	54	84	6	
B-6		14	41	2	51	16	11	24	5	32	8	30	10	37	45	6	47	2	32	33	15
	44	28	60	21	36	50	34	56	58	47	44	50	9	26	58	22	42	12	27	54	
	76	85	38	67	33	22	45	13	26	43	63	74	35	60	38	5	49	52	21	62	
	19	70	66	59	1	37	7	53	65	15	28	24	48	1	46	19	56	3	53	71	
	75	84	10	30	42	46	55	23	49	72	68	64	69	34	43	65	25	40	23	67	
	54	79	90	77	71	9	88	74	64	89	31	8	29	17	59	4	66	x	14	78	
	83	86	17	68	25	x	6	40	81	27	72	13	84	76	82	41	11	70	57	36	
	4	82	69	39	80	29	48	61	3	87	90	88	39	85	18	x	x	x	61	81	
	35	78	57	18	63	52	12	73	31	20	16	87	86	75	83	77	89	x	80	7	
	B-7	78	80	22	60	25	33	61	36	84	23	10	83	39	41	4	32	20	26	28	8
6		90	72	77	9	64	27	53	7	85	73	87	30	81	55	65	45	1	24	37	
29		82	14	75	76	57	69	16	x	66	67	15	86	34	59	11	31	44	48	12	
19		71	68	51	40	17	63	42	47	18	89	56	49	74	3	35	21	43	x	79	
											70	88	58	13	38	50	5	62	2	54	

Figura 1. Plano del Banco Clonal Cataluña Litoral. B-1 a B-7, bloques; n.º, código del clon; x, marra.

Tabla 1. Producción de piña de los primeros años en el banco clonal «Cataluña Litoral»

Cosecha		1997/98	1998/99	1999/2000	2000/2001	Media
NC	- N° piñas	1.290	3.528	829	2.051	1.925
PC	- kg piñas	144	887	134	383	387
PC/NC	- peso medio [kg]	0,112	0,251	0,161	0,187	0,201
NC/593	- piñas por ramet	2,2	5,9	1,4	3,5	3,2
PC/593	- kg por ramet	0,243	1,496	0,225	0,645	0,652

en peso, *PC*, por lo que se analiza únicamente esta última variable. Al no disponer del rendimiento en piñón de todos los candidatos en todos los años, no se ha analizado este parámetro en el presente estudio. Tampoco se ha estudiado la variación temporal de la producción, debido a la escasa longitud de las series.

Con el objetivo de estudiar la relación entre el tamaño del árbol y su producción de piña, a principios de 2002 se ha realizado la medición de las siguientes variables biométricas de cada ramet:

— *Gi*: sección del tronco sobre corteza por encima del punto de injerto como estimador del área foliar de la copa del injerto, suponiendo una relación lineal con la sección de albura funcional en la base de copa (Waring *et al.*, 1981),

— *Gb*: área basal (sección del tronco en su base correspondiente al patrón), como variable relacionada con el tamaño del conjunto injerto/patrón (sistema radical),

— *Hi*: altura del punto de injerto,

— *Ht*: altura total del árbol.

Análisis estadístico y formulación del modelo de producción individual

Se establecieron diferentes modelos lineales para la producción individual de piña, expresada como la suma de las cuatro cosechas $P = \sum(PC_i)$ [kg] y tras una transformación logarítmica para lograr la homocedasticidad de la variable y de los residuales. Tras unos análisis de factor único para cada variable independientes (*CLON*, *Gb*, *Gi*, *Hi*, *Ht*) sobre la variable de respuesta $LNP = \ln(P+1)$, se partió de un modelo lineal generalizado (GLM) con dos variables independientes: un efecto fijo de cada clon y una única variable cuantitativa.

Para estimar la variación debida a la localización del árbol en la parcela se probaron diferentes enfoques: en primer lugar, se utilizó como variables categóricas el *BLOQUE* del diseño experimental y, alternativa-

mente, la posición de cada árbol por *FILA* y *COLUMNA* de la parcela. No obstante, ninguno de los dos modelos recogía adecuadamente la variación espacial observada. Además, las dos últimas variables no estaban previstas en el diseño experimental original, ni estaban equilibradas respecto a la variable *CLON* que representa la proporción de la variación debida a efectos genéticos. La solución finalmente adoptada es un modelo que incluye las autocorrelaciones espaciales mediante un método iterativo de ajuste, basado en el principio del método de Papadakis (1937, cit. en Loo-Dinkins, 1992). Este autor propuso en los inicios de la estadística aplicada a ensayos agronómicos ajustar el valor estimado de cada unidad experimental mediante la resta de la media de los residuos de las unidades vecinas, técnica modificada por Wilkinson *et al.* (1983, cit. en Loo-Dinkins, 1992) y Pichot (1993, cit. en Prada, 1999). El proceso consiste en introducir en cada paso iterativo la media móvil del valor residual del modelo anterior en una ventana de 3x3 (las 8 plantas vecinas directas de cada árbol), como covariable en la formulación del siguiente modelo. Al modelo inicial

$$\ln(PC_{j+1}) = \eta_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

donde:

PC_j - kg de piña cosechada del árbol *j* en 4 años,

η_j - valor predicho para el árbol *j*,

ε_j - error residual,

se incluye en la primera iteración la media de los valores residuales de los 8 vecinos directos,

$$\ln(PC_{j+1}) = \eta_j + \beta_1 MA_{1j} + \varepsilon_j \quad (2)$$

donde β_1 - efecto lineal de la covariable MA_1 (media móvil de residuos del modelo inicial).

En la segunda iteración se añade un factor MA_2 , etc. Se repite este paso con los residuos de cada nuevo modelo obtenido, hasta que el proceso converja y los valores residuales dejen de aportar variación espacial significativa. Estos ajustes iterados del modelo no influyen en la pendiente de la regresión para la covariable cuantitativa, sino solamente afectan a las estimaciones del efecto fijo clonal y, sobre todo, reducen

gradualmente el error residual hasta un ruido blanco aleatorio.

De esta manera, se consigue una estimación lineal insesgada del valor de mejora de cada clon en base a los datos transformados de producción de cada ramet, que minimiza los errores cuadráticos mediante el procedimiento matricial GLM (*best linear unbiased estimation, B.L.U.E.*). El cumplimiento de las hipótesis de partida, especialmente de la normalidad, incorrelación y homocedasticidad de los valores residuales una vez eliminadas las correlaciones espaciales, se ha comprobado gráficamente.

Resultados

La relación directa que existe entre la variable de cosecha analizada *PC* y el área del fuste por encima del injerto (*Gi*) o a nivel del suelo (*Gb*) muestra una heterocedasticidad asociada al valor de la variable respuesta sin transformar (figura 2), que se resolvió mediante la transformación logarítmica de estas variables en los análisis posteriores.

Las dos secciones de fuste están muy correlacionadas entre sí ($r^2=97\%$), por lo que su inclusión como variables independientes en un mismo modelo causa una fuerte colinealidad (factor de inflación de la varianza V.I.F.=10). Lo mismo, aunque en menor medida, pasó con la altura del árbol, mientras que la altura del punto de injerto no influyó significativamente en el com-

portamiento productivo. En consecuencia, se ha utilizado como única variable de tamaño del ramet el logaritmo del área de fuste por encima del injerto ($\ln(Gi)$), por su mayor relación con el tamaño de copa del propio injerto y por la menor aleatoriedad relacionada con su menor espesor de corteza que en el fuste del patrón. Por otra parte, el efecto del clon no resultó significativo sobre las variables de tamaño estudiados, debido a las grandes diferencias de desarrollo observadas entre las réplicas de cada clon en diferentes bloques (datos no incluidos), por lo que la inclusión del tamaño como covariable en el modelo es posible.

Por otra parte, un modelo de producción del ramet que como único factor categórico tiene en cuenta su genotipo $\ln(PC+1) = f(CLON)$ presenta valores residuales dependientes del tamaño del ramet (*Gb* o *Gi*) y de su posición (por ejemplo, la *FILA* longitudinal de la parcela), esto último debido a los efectos borde mencionados, especialmente la competencia por árboles adultos laterales a la fila 1, en los bloques 4-7 (figura 3).

Tampoco el diseño de bloques completos ha sido adecuado para adaptarse a los efectos locales observados, que distorsionan la distribución de tamaño y productividad para los ramets a lo largo de la parcela. Siguiendo el método iterativo propuesto, para reducir la suma de cuadrados del error, se han incluido en el modelo cuatro medias móviles sucesivas de valores residuales, hasta que los valores residuales de este quinto modelo obtenido dejaron de mostrar una correlación significativa con la media de sus vecinos:

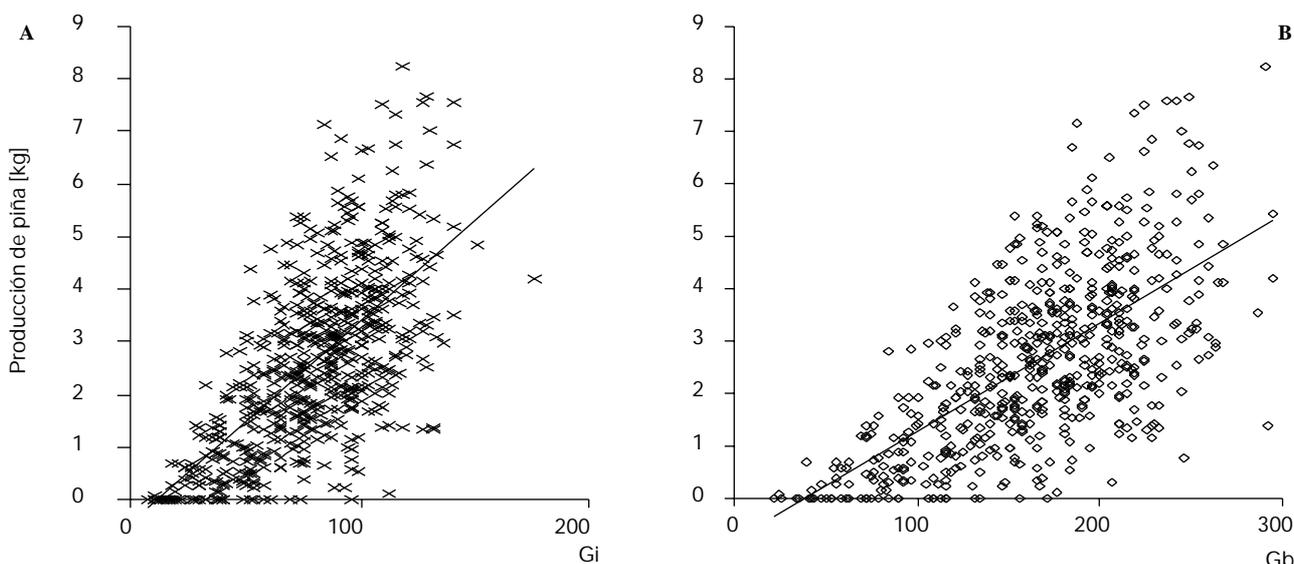


Figura 2. Total de las cosechas de piña 1997/98 a 2000/01 (*PC*). A) En relación al área del fuste por encima del injerto (*Gi*). B) En relación a la sección basal del fuste (*Gb*).

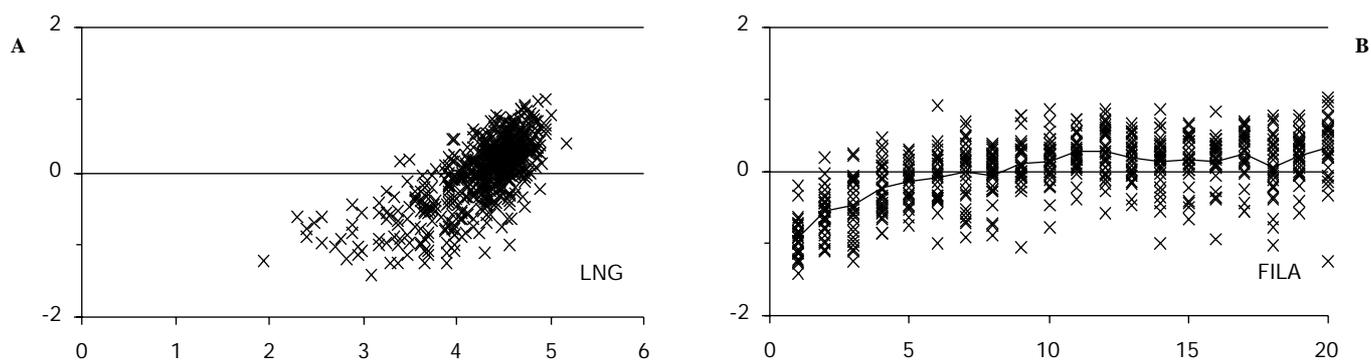


Figura 3. Tendencias de los valores residuales de un modelo de producción sin ponderar $\ln(PC + 1) = f(\text{CLON})$. A) vs. el logaritmo del área por encima del injerto ($LNG = \ln(Gi)$). B) vs. la fila longitudinal de la parcela.

$$\ln(PC_{j(i)} + 1) = \lambda_{\text{CLON}i} + \alpha \ln(Gi_{j(i)}) + \sum^k \beta_k MA_{kj(i)} + \varepsilon_{j(i)} \quad (3)$$

donde:

$PC_{j(i)}$ - kg de piña cosechada del ramet j del clon i en 4 años

$\lambda_{\text{CLON}i}$ - efecto fijo del clon i

α - efecto lineal del área sobre injerto Gi del ramet $j(i)$ [cm^2]

β_k - efecto lineal de la covariable $MA_{kj(i)}$ ($k \leq 4$, media móvil de residuales)

$\varepsilon_{j(i)}$ - error residual del modelo o ruido blanco

Todos los efectos del modelo eran altamente significativos (tabla 2), explicando más del 90% de la variación total observada entre los ramets (r^2 ajustado a los grados de libertad 0,89). El factor que más varia-

ción explicada aporta al modelo que ya integre a los demás factores (estimada por su suma de cuadrados tipo III) es el tamaño del árbol ($\ln(Gi)$), muy por delante de los otros efectos de la parcela (MAN) y de la componente genética ($CLON$) (tabla 2)².

Como efecto colateral, los factores iterativos de correlación espacial MAN , al eliminar sucesivamente las correlaciones espaciales, homogeneizan y reducen también las diferencias entre filas, columnas o bloques (representando la figura 4 este último caso), pero ya no mediante la postulación de un modelo discreto de efectos fijos, sino como covariable en el modelo matricial.

También conviene recordar que los factores aditivos a escala logarítmica son multiplicativos a escala

Tabla 2. Análisis de varianza de $\ln(PC + 1)$ y sumas de cuadrados Tipo III

Fuente de variación	S.C.	g.l.	C.M.	F-ratio	
A) Análisis de varianza de $\ln(PC + 1)$					
Modelo	145,647	94	1,54944	51,68	***
Error residual	14,9293	498	0,02998		
Total (Corr.)	160,577	592			
B) Sumas de Cuadrados Tipo II					
CLON	25,8952	89	0,2910	9,71	***
$\ln(Gi)$	65,5755	1	65,5755	2.187,42	***
MA1	37,6017	1	37,6017		
MA2	19,6842	1	19,6842		
MA3	8,7214	1	8,7214		
MA4	0,1864	1	0,1864		
Error residual	14,9293	498	0,02998		
Total (Corr.)	160,577	592			

² La suma de las sumas de cuadrados del tipo I (secuencial) atribuidas a las correlaciones espaciales MA_i , es de 37,7, menos que la mitad de la suma de cuadrados de $\ln(Gi)$, 77,1.

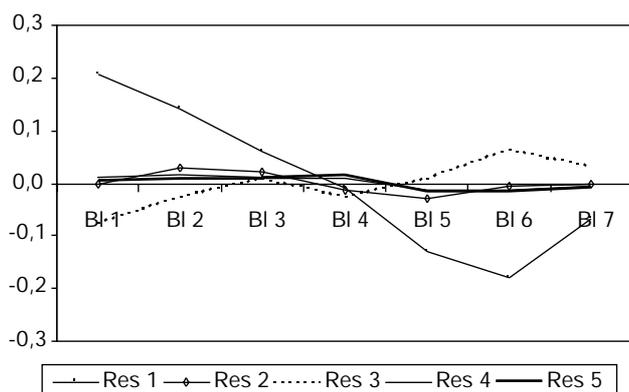


Figura 4. Valores residuales promedios por bloques (BI) de los sucesivos modelos. 1: incluyendo ningún factor de corregir la correlación espacial. 2: incluyendo MA1. 3: incluyendo MA1 y MA2, etc., hasta 5: modelo que elimina las autocorrelaciones del error (ecuación 3).

real, es decir, el valor estimado para cada clon no se suma, sino se multiplica con el valor predicho de cosecha del ramet. La media general de este efecto era de 1,16, y el rango de las medias varía entre clones desde 0,402 (clon 30) hasta 1,608 (clon 21).

Discusión

El valor práctico de los resultados para una selección de materiales de base para producir púas destinadas al injerto se limita a una primera evaluación provisional de los genotipos hasta que se disponga de series más largas de producción. Pero los resultados dan una primera idea de la variación de producción presente entre árboles de un banco clonal y permiten estudiar las fuentes de variación significativas, especialmente el componente genético. Las sumas de cuadrados de la tabla 2.b muestran que para este objetivo ha sido esencial ponderar la producción mediante una covariable que represente el tamaño del árbol y eliminar las correlaciones espaciales, para evitar un sesgo no deseado entre clones.

El efecto significativo de la media móvil de los sucesivos valores residuales de vecinos hasta la cuarta iteración, expuesta como el modelo válido en el apartado anterior, indica que las autocorrelaciones espaciales no tienen un alcance mayor que cuatro plantas. El método iterativo empleado es de sencilla aplicación mediante una hoja de cálculo o una rutina en cualquier lenguaje de programación, aunque carece de la profundidad de un análisis geoestadístico completo (v.g. Goovaerts, 1997). Su uso se justifica en la medida que

las correlaciones entre plantas vecinas no se consideraron un objeto de estudio, sino como meras distorsiones de los resultados del ensayo que se pretendían eliminar del error de estimación. El modelo lineal obtenido es válido, con una variación residual aleatoria, distribuida normalmente alrededor de su promedio cero. La restante variación no explicada por el modelo se debe, entre otras causas, a los valores de aquellos árboles que no se habían liberado hasta el presente año de las ramas del patrón (datos no incluidos): éstas en ocasiones habían entrado en competencia lateral con la copa del injerto, por lo que el número de ápices dominantes potencialmente floríferos de éste no se correspondía ni con el potencial del genotipo ni con el tamaño del injerto.

Si en base a estos resultados se quisiera constituir ya una población de mejora clonal depurada, se podría proponer en un principio reducirla a aquellos 44 clones cuya LSM no se diferencia significativamente del mejor clon, aunque de todos los candidatos solamente el mejor está significativamente por encima de la media general. Otro criterio consiste en truncar el rango de candidatos en un valor oportuno, para propagar en las próximas campañas de injertado sólo un número reducido de los mejores clones. Por ejemplo, el criterio $LSM > 1,4$ reduce la selección a los 9 mejores genotipos. Como estos son *de momento* los candidatos más firmes para constituir la futura selección de materiales de base para producir material vegetativo de reproducción de categoría controlada, se ha iniciado en la campaña de injertado de 2002 la multiplicación del material disponible de estos nueve clones, tanto para su mejor caracterización en nuevas parcelas como para poder satisfacer futuras demandas de su material vegetativo. En el futuro, se actualizará cada año esta selección —y el modelo en el que se basa— con los datos adicionales de la nueva cosecha del banco. Por otro lado, se ha incluido en la selección a propagar algún clon de comportamiento mediano como testigo que permita evaluar la superioridad de los clones seleccionados.

Para comparar el método propuesto de estimación insesgada con una evaluación en base a los valores de producción no ponderados por covariables, criterio utilizado en los trabajos anteriormente citados de selección en ensayos clonales de la especie (Abellanas *et al.*, 1997; Sada *et al.*, 2000), en la figura 5 se reflejan para la parcela estudiada la producción absoluta por ramet y la media ajustada de la variable estudiada $\ln(PC+1)$ de los clones ordenados por el rango según

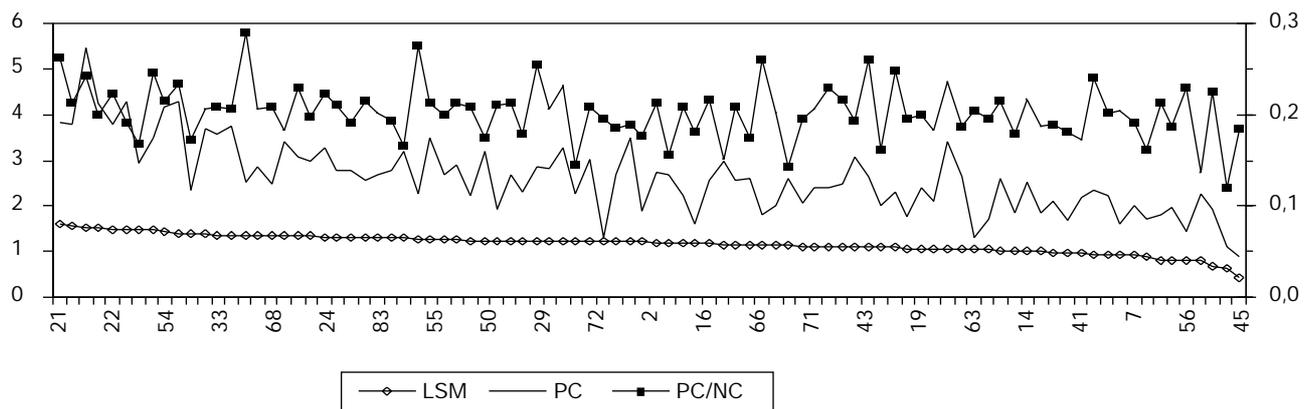


Figura 5. Valores de la producción de piña por ramet de 90 clones. Abscisa: CLON (ordenado por LSM). Escala izquierda: LSM, media ajustada de la variable transformada $\ln(PC + 1)$; PC, suma de cuatro cosechas de piña (kg). Escala derecha: PC/NC, peso medio de una piña (kg).

el valor de la segunda variable. También se muestra el peso medio de una piña, que en los nueve clones seleccionados es similar o superior al promedio total (200 g), excepto para uno de ellos (167 g). Este parámetro, así como las variables referentes al piñón (rendimiento piña/piñón, tamaño medio de piñón, etc.) deben ser estudiados y tenidos en cuenta en una futura evaluación más exhaustiva para caracterizar los clones candidatos a materiales de base controlados.

La figura 6 contrasta los rangos de los clones según su producción en peso absoluto por ramet (ordenada) contra el rango según los resultados del modelo presentado (abscisa). En ambos gráficos se observa fuertes desviaciones entre las curvas, debidas a los efectos

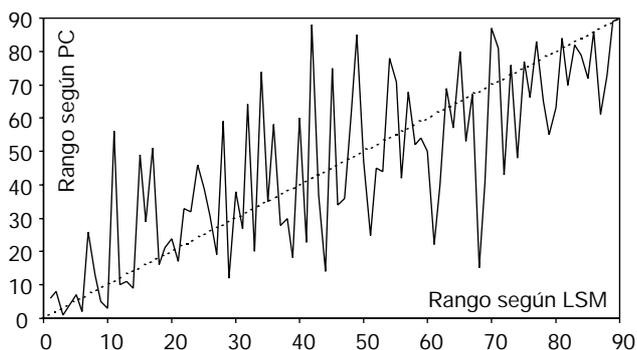


Figura 6. Relación del rango de los clones candidatos evaluados según diferentes criterios. LSM: media ajustada según el modelo lineal generalizado. PC: cosecha de 4 años (kg).

de las covariables tamaño y posición espacial, lo que subraya la importancia de evaluar los genotipos ensayados en un modelo insesgado para una selección eficaz.

Finalmente, un criterio de selección adicional considerado en los dos citados trabajos es la variación entre ramets del mismo clon y entre años. La principal fuente de variación parece fundamentalmente relacionada con el tamaño o vigor de cada árbol, según indican los resultados del presente trabajo. La segunda variación debe ser estudiada mediante su análisis como serie temporal, ya que las cosechas del mismo ramet no son una muestra independiente. En este análisis interesará evaluar: a) la tendencia general (ascendente en los primeros años de entrada en producción de la parcela, estableciéndose posteriormente por la entrada en competencia con el cierre de copas); b) posibles autocorrelaciones negativas con cosechas anteriores (vecería); c) efectos ambientales entre años (heladas tardías, suma de precipitaciones, etc.). En este sentido, el futuro análisis de series más largas de producción de las parcelas injertadas aportará mucha más información que un simple *ranking* de los candidatos, al permitir avanzar en la modelización y comprensión de los procesos implicados en la producción de fruto, en combinación con estudios complementarios que en la actualidad se desarrollan sobre la fenología y la conformación de copa de los árboles injertados.

Conclusiones

Factores como la situación (competencia con otros árboles) y el tamaño del árbol influyen en la producción individual de piña de *Pinus pinea*. Un análisis de datos de producción absoluta por árbol que no tuviese en cuenta éstas u otras posibles fuentes de variación que resultaran significativas correría el riesgo de pre-

sentar fuertes sesgos en sus resultados. En el caso estudiado, se ha podido establecer un modelo de producción que estima como factor fijo el valor medio de cada genotipo, ajustado por el tamaño del ramet y por las correlaciones observadas entre árboles vecinos.

Agradecimientos

Los autores agradecen la dedicación del personal del centro Puerta de Hierro encargado de la gestión de las parcelas. Miren del Río y dos revisores anónimos han mejorado el trabajo con sus comentarios. La aportación de Sven Mutke está financiada por una beca predoctoral F.P.U. del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.

Referencias

- ABELLANAS B., OLIET J.A., CUADROS S., NAVARRO R., BUTLER I., MONTEAGUDO F.J., BASTIDA F, LÓPEZ J., 1997. Selección clonal de *Pinus pinea* L. para la producción de piña: diseño preliminar de un método de selección. Cuadernos de la SECF 5, 157-168.
- CATALÁN G., 1990. Plantaciones de *Pinus pinea* en zonas calizas para producción precoz de piñón. Ecología 4, 105-120.
- CATALÁN G., 1998. Current Situation and Prospects of the Stonepine as Nut Producer. FAO - Nucis-Newsletter 7, IRTA, 28-32.
- GOOVAERTS P., 1997. Geostatistics for Natural Resources Evaluation. Oxford University Press. New York, 483 pp.
- GORDO J., 1998. Programa de mejora genética de *Pinus pinea* L. en Castilla y León. Montes 52, 71-84.
- GORDO J., MUTKE S., GIL L., 2001. Modelo individual de producción de piñón de *Pinus pinea* L. como criterio de selección fenotípica. III Congreso Forestal Español Sierra Nevada 2001 (Mesa 3), 172-178.
- IGLESIAS S., 1997. Programa de Mejora Genética de *Pinus pinea*. Cuadernos de la SECF 5, 217-224.
- LOO-DINKINS J., 1992. Field Test Design. En: FINS L., FRIEDMAN S.T., BROTSCHOL J.V. (eds.): Handbook of Quantitative Forest Genetics, Kluwer Academic Press, Dordrecht, pp. 96-139.
- MUTKE S., DÍAZ-BALTEIRO L., GORDO J., 2000. Análisis comparativo de la rentabilidad comercial privada de plantaciones de *Pinus pinea* L. en tierras agrarias de la provincia de Valladolid. Invest. Agrar.: Sist. Recur. For. 9 (2), 269-303.
- PRADA M.A., 1999. Mejora genética de *Pinus halepensis* Mill. en la Comunidad Valenciana. Tesis Doctoral ETSIM, UPM, Madrid.
- PRADA M.A., GORDO J., DE MIGUEL J., MUTKE S., CATALÁN G., IGLESIAS S., GIL L., 1997. Las regiones de procedencia de *Pinus pinea* L. en España. Organismo Autónomo de Parques Naturales, Madrid, 109 pp.
- SADA B., IGLESIAS S., GIL L., 2000: Estudio de producción en un banco clonal de *P. pinea* de procedencia Cataluña Litoral para la selección de grandes productores de fruto. Actas (II) del I Simposio del pino piñonero (*Pinus pinea* L.), Valladolid, Junta de Castilla y León, 65-73.
- STATSOFT Inc., 1999. Statistica for Windows (Computer Program Manual). StatSoft, Inc. Tulsa, OK.
- WARING R.H, NEWMAN K., BELL J., 1981. Efficiency of Trees Crowns and Stemwood Production at Different Canopy Leaf Densities. Forestry 54 (2), 130-137.