

Evaluación en vivero de familias de *Pinus pinaster* y correlación con su comportamiento adulto en campo

Rafael Zas, Esther Merlo, Carlos A. López-Rodríguez, Josefa Fernández-López
Dpto. Producción Forestal, Centro de Investigaciones Forestales e Ambientales de Lourizán. Apdo. 127,
Pontevedra 36080
e-mail: rzas.cifal@siam-cma.org

Resumen

Se presentan los resultados del análisis genético del desarrollo en altura y del estado ontogénico en vivero de todas las familias de primera generación del programa de mejora de *Pinus pinaster* Ait. en la costa de Galicia. Se evalúan un total de 19680 plantas de 116 familias de polinización abierta y 3 testigos comerciales. El diseño experimental es de bloques incompletos α -lattice. Las plantas se cultivan en contenedor de 125 cc enterrados en eras labradas para impedir el repicado de la raíz principal. A su vez, se estudia la relación del comportamiento en vivero con los resultados de las mismas familias evaluadas en campo mediante análisis retrospectivo vivero-campo. Para ello se utilizan las mediciones de altura, diámetro y volumen en 4 ensayos de progenie a los 8 años de edad. Los resultados indican un importante control genético de la altura en vivero ($h^2_i = 0.48 \pm 0.06$) y moderado para el estado ontogénico ($h^2_i = 0.20 \pm 0.03$). Coincidiendo con resultados previos, las correlaciones juvenil-adulto resultaron muy bajas y altamente variables entre sitios. Dos de las posibles causas ofrecidas para explicar las bajas correlaciones JA encontradas en trabajos previos (escaso número de familias y tratamientos de cultivo excesivamente artificiales en invernadero) pierden peso con los resultados del presente trabajo.

Palabras clave: selección temprana, correlación juvenil-adulto, análisis retrospectivo, variación genética juvenil, Pino marítimo.

INTRODUCCION

Uno de los principales problemas de la mejora genética forestal es la larga espera necesaria para la evaluación del material. La puesta a punto de sistemas de selección temprana y técnicas de inducción floral puede ser de gran utilidad para acortar los ciclos de mejora y con ello aumentar la ganancia obtenida por unidad de tiempo. Además, la selección a edades juveniles puede resultar más eficaz ya que es más fácil controlar la heterogeneidad espacial y se puede evaluar un mayor número de genotipos (ERIKSSON *et al.*, 1993). La selección a edades tempranas puede también ser muy útil para identificar y eliminar los peores genotipos antes del establecimiento de los ensayos en campo, reduciéndose así el tamaño y coste de éstos, y aumentando su eficiencia estadística (ADAMS *et al.*, 2001).

Por todo ello, durante los últimos años se viene realizando un gran esfuerzo para poner en marcha estrategias de selección temprana en muchos programas de mejora de especies forestales. Los estudios retrospectivos, donde el comportamiento juvenil del material se compara con el comportamiento adulto en campo en ensayos instalados previamente, son una de las principales alternativas. El objetivo principal de estos estudios es la búsqueda de protocolos de cultivo y de caracteres juveniles apropiados que maximicen la correlación genética vivero-campo (e.g. HARFOUCHE, 2003; KREMER & XU, 1989; MARI *et al.*, 2002; SONESSON *et al.*, 2002; 2001; ZAS *et al.*, 2004c).

Los primeros resultados dentro del programa de mejora de *Pinus pinaster* Ait. en Galicia indican correlaciones juvenil-adulto (JA) muy bajas y altamente variables entre sitios y entre tratamientos de cultivo juveniles (ZAS *et al.*, 2004c). Entre las causas de estas bajas correlaciones, la fuerte interacción genotipo \times ambiente tanto en los ensayos juveniles (ZAS & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, 2005), como en los ensayos adultos en campo (ZAS *et al.*, 2004b), se presenta como una de las más importantes. El escaso número de familias consideradas o los niveles extremos de nutrición y riego utilizados en los tratamientos de cultivo en invernadero pueden estar también relacionadas con las bajas correlaciones JA observadas (ZAS *et al.*, 2004c).

Aprovechando la siembra de una nueva colección de ensayos de progenie, el presente trabajo pretende analizar si la correlación JA mejora al eliminar dos de las posibles causas de los resultados negativos previos. La correlación JA se analiza ahora utilizando un sistema de cultivo en vivero menos extremo y considerando todas las familias de primera generación del programa de mejora en curso.

MATERIAL Y METODOS

Ensayo en vivero

Este trabajo se plantea sobre un ensayo establecido en vivero en septiembre de 2004 aprovechando la siembra de la planta que se utilizará en una nueva colección de ensayos de progenie de polinización abierta a plantar en primavera de 2005. El objeto de esta nueva colección es la evaluación del material evitando los efectos de posibles deformaciones en los sistemas radicales derivados del cultivo en envase en vivero y conocidos coloquialmente como “efecto cepellón”. Las deformaciones en las raíces alteran el potencial de crecimiento de las plantas y afectan drásticamente a la estabilidad de éstas, provocando la inclinación de las plantas y, consecuentemente, importantes curvaturas en los fustes (CIFUENTES *et al.*, 2004; LARIO & OCAÑA, 2004). El efecto cepellón puede ser una de las causas de los pobres crecimientos y malas formas en los ensayos de progenie adultos de *P. pinaster* en Galicia (ZAS *et al.*, 2004a).

En el ensayo están presentes 116 familias de polinización abierta obtenidas a partir de todos los clones del huerto semillero de primera generación de Sergude (42° 49' N, 8° 27' W) y 3 lotes de semilla comercial a modo de testigos. Las semillas se sembraron en superleach de 125 cc rellenos con corteza y turba (1:1). Con el fin de evitar el autorrepicado inferior de las raíces (origen de las deformaciones radicales posteriores) los contenedores se insertaron sobre eras labradas, permitiendo el crecimiento de la raíz principal más allá del extremo del contenedor. Con este sistema de cultivo se evita la proliferación de raíces secundarias que, en envases con autorrepicado, tienden a aglomerarse en el extremo del contenedor, produciéndose un efecto embudo que provoca la formación de un callo que condiciona el crecimiento posterior y la funcionalidad del sistema radical (CIFUENTES *et al.*, 2004). Un mes antes de la plantación se incorporó una semilla de trigo en cada envase. Las raicillas del trigo realizan la función de sujeción que ejercían antes las raíces secundarias, dando la consistencia necesaria al cepellón (CIFUENTES *et al.*, 2004). El trigo es eliminado en el momento de la plantación.

Una vez germinada la semilla, los superleach se clavaron en eras labradas siguiendo un diseño de bloques incompletos α -lattice con bloques de 10 familias y unidades experimentales de 3 plantas por familia. El diseño se estableció con el programa Cyc Design (WHITAKER *et al.*, 1999) como diseño resoluble con 12 bloques incompletos por réplica o bloque completo. En total se formaron 656 bloques incompletos que equivalen a 56 bloques completos y 19680 plantas, a razón de 168 plantas por familia. El diseño experimental en vivero se mantendrá en las plantaciones en campo.

En marzo de 2005, aproximadamente 25 semanas después de la siembra, se midió la altura total (H) y el estado ontogénico (EO) de todas las plantas. El estado ontogénico se evaluó en función del estado de desarrollo del tallo, de las acículas cotiledonares, juveniles y adultas, y de las ramificaciones, utilizando una escala global de 6 niveles (0: sólo acículas cotiledonares, hasta 5: presencia de ramificaciones elongadas con ramificaciones secundarias).

Ensayos en campo

Las familias ensayadas en vivero están presentes en 2 a 4 ensayos de progenie adultos instalados en 1994-1995: As Neves, Bamio, Cortegada y Lalín, cuyas características principales se resumen en la Tabla 1. Los cuatro sitios de ensayo se encuentran dentro y son representativos de la Región de Identificación y Utilización (RIU) del material forestal de reproducción número 1 (GARCÍA *et al.*, 2001), que constituye, a priori, la zona de mejora del material seleccionado.

Los cuatro ensayos siguen un diseño de bloques completos al azar con 10 bloques y 5 plantas alineadas por familia y bloque. El espaciamiento es de 3×3 en todos los sitios. Ocho años después de la plantación se midió la altura total (H8) y el diámetro a la altura del pecho (D8) de todos los árboles de los 4 ensayos, y se calculó el índice volumétrico V8 como $V = H D^2$. En Cortegada y Lalín se dispone, a su vez, de mediciones de la altura total a los 3 y 5 años.

Análisis estadístico

El análisis del ensayo en vivero se ha realizado suponiendo distintos modelos estadísticos. Tratándose de un modelo resoluble, el análisis se puede realizar asumiendo el diseño de bloques incompletos (BI) o el diseño de bloques completos (BC) subyacente. A su vez, por tratarse de una medición tan temprana, es esperable una fuerte influencia maternal transmitida por medio de las características fenotípicas de la semilla. El uso del peso medio de las semillas (PS) de cada familia como covariable en el análisis se presenta como una alternativa para eliminar este efecto. Por último, para la estimación de las medias ajustando al fuerte desequilibrio del diseño de BI es preciso utilizar procedimientos adecuados, como el LSMEAN del PROC MIXED del paquete SAS (SAS-INSTITUTE, 1999). Este procedimiento estima las medias de cada familia ajustando el valor según los bloques en los

que ésta está presente, y requiere que el factor sea considerado fijo. Por el contrario, para la estima de la varianza familiar y de los parámetros genéticos derivados de ésta es preciso considerar el factor familia como factor al azar.

El modelo más completo utilizado fue:

$$Y_{ijkl} = \mu + F_i + BI_j(R_k) + R_k + PS_i + \varepsilon_{ijkl} \quad [1]$$

donde Y_{ijkl} es el valor individual de H o de EO, μ es la media global, F_i es el efecto de la familia i ($i = 1, \dots, 119$), $BI_j(R_k)$ es el efecto del BI j ($j = 1, \dots, 656$) dentro de la réplica k ($k = 1, \dots, 56$), R_k es el efecto de la réplica k , PS_i es el efecto covariante del peso medio de las semillas de la familia i , y ε_{ijkl} es el error residual ($l = 1, 2, 3$). Todos los factores se consideraron al azar excepto la covariable PS y el efecto de la familia (F) para la estimación de las medias ajustadas. Cuando se analiza suponiendo un diseño de BC el término $BI_j(R_k)$ no se considera.

Como no disponemos del peso individual de todas las semillas, sino únicamente del peso promedio familiar (PS_i), cuando se pretende estimar las medias ajustadas (LSMEANS) de cada familia considerando el peso promedio de la semilla como covariable, ésta se queda sin grados de libertad, no pudiéndose estimar las medias familiares. Para solventar esto se procedió a un análisis en dos etapas, en donde primero se estiman las medias familiares ajustadas sin considerar la covariable. A continuación se estima la relación entre estas medias familiares y el peso promedio de las semillas de cada familia, obteniéndose una recta de ajuste lineal ($Media_i = a + b \cdot PS_i$) que es utilizada para eliminar el efecto promedio del peso de la semilla en las observaciones individuales:

$$Y'_{ijkl} = Y_{ijkl} - (a + b \cdot PS_i) \quad [2]$$

donde Y'_{ijkl} es la observación individual ajustada al peso de la semilla que se analiza posteriormente con el modelo [1] sin considerar la covariable. Con ello se obtienen las medias ajustadas familiares de lo que cada familia creció de más o de menos respecto a lo que le correspondía por el peso medio de la semilla de esa familia.

A partir de la estima de los componentes de la varianza se calculó la heredabilidad individual y familiar de cada variable en cada supuesto:

$$h_i^2 = \frac{4\sigma_f^2}{\sigma_f^2 + \sigma_e^2} \quad [3] \qquad h_f^2 = \frac{\sigma_f^2}{\sigma_e^2 / RN + \sigma_f^2} \quad [4]$$

donde σ_f^2 y σ_e^2 son los componentes de la varianza familiar y residual y R y N son el número de réplicas ($R = 56$) y el número de plantas por unidad experimental ($N = 3$). Los errores estándar se estimaron según WRIGHT (1976).

El análisis genético de los ensayos de progenie adultos a los 8 años ha sido publicado previamente (ZAS *et al.*, 2004a; b) y no se considerará en este trabajo.

El estudio de la correlación juvenil-adulto (JA) se realizó calculando la correlación de Pearson entre las medias (LSMEANS en el caso de la evaluación juvenil) familiares para todas las combinaciones de variables y sitios de ensayo. En total se evaluaron 2 variables en vivero (H, EO) \times 3 variables en campo (H8, D8, V8) \times 4 sitios = 24 combinaciones, a las que hay que sumar otras 6 combinaciones con las mediciones de altura a los 5 años en Cortegada y Lalin, y a los 3 en Cortegada. Para todas estas combinaciones se calculó, a su vez, la correlación genética mediante (BURDON, 1977):

$$r_B = \frac{r_{xy}}{h_{f(x)} \cdot h_{f(y)}} \quad [5]$$

siendo r_{xy} la correlación de las medias familiares y $h_{f(x)}$ y $h_{f(y)}$ la raíz cuadrada de la heredabilidad familiar de carácter juvenil x y del carácter adulto y , respectivamente.

RESULTADOS

Los resultados del análisis de varianza de la evaluación en vivero bajo los distintos supuestos de análisis se resumen en la Tabla 2. La altura tras 25 semanas desde la germinación muestra un alto control genético, mientras que para el estado ontogénico, el control genético es sólo moderado. Para ambas

variables, el análisis considerando el diseño de bloques incompletos disminuye la varianza residual, sin afectar demasiado a las estimaciones de la heredabilidad ni a la estimación de las medias y/o rankings familiares. La relación entre las medias ajustadas estimadas según un diseño de BI o BC resultó muy estrecha ($r^2 = 0.994$) con cambios de ranking para cada familia de sólo 2.1 ± 2.4 posiciones (media + error estándar) en un rango de 116 familias. Por el contrario, la consideración del peso promedio familiar de las semillas como covariable redujo de forma importante la estimación de la heredabilidad (Tabla 2) y afectó drásticamente a la estimación de medias familiares (Figura 1). El promedio de los cambios de ranking familiares entre ambos análisis resultó de 20.3 ± 17.9 , llegando a cambios de 70 posiciones para alguna familia. Para el estudio de correlación JA se consideraron las medias ajustadas de la variable transformada según el peso promedio familiar de la semilla.

En la Figura 1 se puede observar la superioridad de la mayoría de las familias respecto a los testigos comerciales. Prácticamente todas las familias mostraron un crecimiento significativamente mayor que los testigos. El testigo comercial de Galicia Costa fue el que peores resultados mostró apareciendo en última posición (Figura 1) con un crecimiento significativamente inferior a todas excepto 6 familias. El testigo comercial francés mostró resultados ligeramente mejores no distinguiéndose significativamente de 14 de las 116 familias.

Al igual que en estudios precedentes, las correlaciones JA son pobres e incluso negativas, mostrando una gran variabilidad entre sitios (Tabla 3). Sólo 3 de las 30 combinaciones analizadas se asocian con correlaciones de medias familiares significativas ($p < 0.05$). Son destacables las correlaciones negativas con todas las variables en dos de los sitios frente a correlaciones positivas en los otros dos.

DISCUSION

La mayor heredabilidad de la altura a edades juveniles es un hecho bien conocido (e.g. ERIKSSON *et al.*, 1993; ZAS & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, 2005) fruto de la mayor homogeneidad de los ambientes juveniles (vivero, invernadero o cámara de cultivo) y del menor tamaño de los ensayos. Una mayor heredabilidad indica mayores diferencias entre familias y, por tanto, más facilidad y seguridad en los procesos de selección. Sin embargo, el desarrollo juvenil puede estar muy influenciado por factores maternos asociados con características fenotípicas de las madres que enmascaran el potencial genético real de las familias o individuos. La sensibilidad de los análisis frente a la inclusión o no del peso promedio de la semilla (PS) como covariable (Tabla 2, Figura 1) es un indicativo de la importancia de estos efectos maternos. Las estimaciones de la heredabilidad sin ajustar al peso de las semillas están, seguramente, sobreestimadas. Sin embargo, el peso de la semilla puede no sólo deberse a características fenotípicas de la madre sino también, posiblemente, a características genéticas de éstas que pudieran estar correlacionadas con su valor de mejora en relación al potencial de crecimiento (e.g. a mayor potencial de crecimiento, mayor peso de semilla). De esta manera, la heredabilidad estimada utilizando el peso de las semillas como covariable está probablemente subestimada y, por tanto, la heredabilidad real se encuentra entre ambas estimaciones (con/sin PS como covariable). Por otra parte, el elevado número de réplicas por familia (168), y el buen diseño experimental (reducción de la varianza residual al analizar por BI, Tabla 2) sugieren estimaciones realistas de la heredabilidad en el presente trabajo. En cualquier caso los valores de heredabilidad presentados en la Tabla 2 son mucho mayores que los obtenidos en campo (ZAS *et al.*, 2004a) y en invernadero (ZAS & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, 2005). Diversas causas pueden explicar la baja heredabilidad obtenida para la altura en estos últimos trabajos, entre las que cabe destacar la fuerte interacción genotipo \times ambiente ($G \times E$), el efecto cepellón en los ensayos de campo (ver Material y Métodos) o el escaso número de familias ensayadas en el invernadero.

Los importantes cambios en las medias familiares al ajustar o no al PS (Figura 1) sugieren, a su vez, importantes consecuencias de los efectos maternos en la estimación de la correlación JA. Este efecto, señalado también por HARFOUCHE (2003), habría que añadirlo a la lista de posibles causas de correlaciones JA bajas indicadas por ZAS *et al.* (2004c). Entre ellas, y descartando las dos solventadas en el presente trabajo (i.e. escaso número de familias comunes en el vivero y en el campo, y uso de tratamientos de cultivo extremos y alejados de las condiciones ambientales reales en campo), cabe destacar dos causas principales: i) diferente patrón de crecimiento entre el estado juvenil y el adulto (crecimiento libre *vs* crecimiento fijo) (KREMER & XU, 1989) y ii) fuerte interacción $G \times E$ en los ensayos de campo (ZAS *et al.*, 2004b). La importancia relativa de la primera puede estudiarse mediante análisis juveniles de duración mayor a un año. En este sentido, LASCoux *et al.* (1993) encontraron en *P. pinaster* mejores correlaciones JA tras la formación de la primera yema terminal. La fuerte interacción $G \times E$ impide buenas correlaciones con todos los sitios ensayo, y pudiera estar relacionada con los

cambios de signos de las correlaciones JA entre sitios (Tabla 3). Por otra parte, la importante heterogeneidad espacial y el elevado tamaño de los bloques completos en los ensayos de progenie adultos (hasta 0.5 ha) puede estar alterando drásticamente la estimación de las medias familiares y con ello la estimación de la correlación JA. Todos estos aspectos serán tratados en futuros trabajos.

Al margen de la baja correlación JA, la superioridad de la práctica totalidad del material de mejora respecto a los testigos comerciales (Figura 1), sugiere una importante ganancia genética utilizando la semilla de primera generación de los HS de *P. pinaster* en Galicia, actualmente certificados como material de base de la categoría 'cualificada'. Esta superioridad concuerda con resultados previos a edades tempranas en campo (VEGA *et al.*, 1997, ZAS y MARTINS, en preparación) y en invernadero (ZAS & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, 2005).

REFERENCIAS

- ADAMS, W.T.; AITKEN, S.N.; JOYCE, D.G.; HOWE, G.T. & VARGAS-HERNÁNDEZ, J.; 2001. Evaluating efficacy of early testing for stem growth in coastal Douglas-fir. *Silvae Genet.* 50(3-4): 167-175.
- BURDON, R.D.; 1977. Genetic correlation as a concept for studying genotype-environment interaction in forest tree breeding. *Silvae Genet.* 26(5-6): 168-175.
- CIFUENTES, B.; MERLO, E.; VÁZQUEZ, M.; MOREIRA, L. & ARGIBAY, A.; 2004. Technical problems and solutions of cultivation in containers of *Pinus pinaster* Ait. En: J.G. Álvarez, C. Goulding, A. Rojo, R. Rodríguez, T. Zoralioglu & A.D. Ruíz-González (eds), *IUFRO International Meeting on The Economics and Management of High Productivity Plantations*: Lugo, Spain.
- ERIKSSON, G.; JONSSON, A.; DORMLING, I.; NORELL, L. & STENER, L.G.; 1993. Retrospective early tests of *Pinus sylvestris* L. seedlings grown under five nutrient regimes. *For. Sci.* 39(1): 95-117.
- GARCÍA, J.M.; DE-MIGUEL, J.; ALÍA, R. & IGLESIAS, S.; 2001. *Regiones de Identificación y Utilización de material forestal de reproducción*. Ministerio de Medio Ambiente. Serie Cartográfica. Madrid.
- HARFOUCHE, A.; 2003. Retrospective early test for adult vigor of *Pinus pinaster* families grown under two water regimes. Implications for early selection. *Ann. For. Sci.* 60(6): 539-547.
- KREMER, A. & XU, L.A.; 1989. Relationship between first-season free growth components and later field height growth in maritime pine (*Pinus pinaster*). *Can. J. For. Res.* 19(6): 690-699.
- LARIO, F.J. & OCAÑA, L.; 2004. Base mecánica de la inestabilidad de *Pinus pinaster* Ait. en las plantaciones juveniles de climas atlánticos. *Cuad. Soc. Esp. Cienc. For.* 17: 175-180.
- LASCOUX, D.M.; KREMER, A. & DORMLING, I.; 1993. Growth and phenology of 1-yr-old maritime pine (*Pinus pinaster*) seedlings under continuous light: implications for early selection. *Can. J. For. Res.* 23(7): 1325-1336.
- MARI, S.; JONSSON, A.; THOMPSON, D. & ERIKSSON, G.; 2002. Variation in nutrient utilization and juvenile growth in open-pollinated families of *Picea sitchensis* (Bong.) Carr. grown in a phytotron and correlations with field performance. *Silvae Genet.* 51(5-6): 225-232.
- SAS-INSTITUTE; 1999. *SAS/STAT User's guide, Version 8*. SAS Institute Inc. Cary, NC.
- SONESSON, J.; JANSSON, G. & ERIKSSON, G.; 2001. Retrospective genetic tests of *Pinus sylvestris* L. in growth chambers with two irrigation regimes and two temperatures. *Scan. J. For. Res.* 16(1): 21-29.
- SONESSON, J.; JANSSON, G. & ERIKSSON, G.; 2002. Retrospective genetic testing of *Picea abies* under controlled temperature and moisture regimes. *Can. J. For. Res.* 32(1): 81-91.
- VEGA, P.; GONZÁLEZ, M.; MOO, C. & VEGA, G.; 1997. Primeros resultados de los ensayos de progenie del huerto semillero de *Pinus pinaster* Ait. en Sergude (Galicia). En: F. Puertas & M. Rivas (eds), *II Congreso Forestal Español*: 661-666. Irati, Navarra.
- WHITAKER, D.; WILLIAMS, E.R. & JOHN, J.A.; 1999. *CycDesign. A package for the computer generation of experimental designs*. CSIRO Forestry and Forest Products. Canberra, Australia.
- WRIGHT, J.W.; 1976. *Introduction to forest genetics*. Academic Press. New York.
- ZAS, R. & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, J.; 2005. Juvenile genetic parameters and genotypic stability of *Pinus pinaster* Ait. open pollinated families under different water and nutrient regimes. *For. Sci.* 51(2): 165-174.
- ZAS, R.; MERLO, E. & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, J.; 2004a. Genetic parameter estimates for Maritime pine in the Atlantic coast of North-west Spain. *For. Genet.* 11(1): 45-53.
- ZAS, R.; MERLO, E. & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, J.; 2004b. Genotype x environment interaction in Maritime pine families in Galicia, Northwest Spain. *Silvae Genet.* 53(4): 175-182.
- ZAS, R.; MERLO, E. & FERNÁNDEZ-LÓPEZ, J.; 2004c. Juvenile - mature genetic correlation in *Pinus pinaster* Ait. under different nutrient x water regimes. *Silvae Genet.* 53(3): 124-129.

Agradecimientos

Los autores agradecen a Xoaquín Moreira y Diego Pereira la ayuda prestada en la medición en vivero, y a todo el personal del CIFA Lourizán que participó en el establecimiento y medición de los ensayos de campo.

Tabla 1. Características básicas de los ensayos de progenie adultos

	As Neves	Bamio	Cortegada	Lalin
Latitud (°N)	42° 08'	42° 38'	42° 13'	42° 39'
Longitud (°W)	8° 24'	8° 44'	8° 07'	7° 59'
Altitud (m)	525	300	530	700
Roca madre	Granito	Granito	Esquisto	Esquisto
Temperatura media anual (°C)	12.6	13.1	12.6	11.3
Precipitación anual (mm)	1760	1730	1106	1202
Precipitación estival (mm)	143	186	118	93
Fecha de plantación	Nov-94	Oct-94	Nov-95	Nov-95
Número de familias comunes con el ensayo de vivero	82	73	94	90

Tabla 2. Componentes de la varianza y estimación de la heredabilidad individual (h_i^2) y familiar (h_f^2) para la altura y el estado ontogénico en vivero, asumiendo distintos modelos estadísticos (ver Material y Métodos).

Variable y modelo estadístico	Componentes de la varianza (%) ¹				h_i^2+se	h_f^2+se
	σ_f^2	$\sigma_{BI(R)}^2$	σ_R^2	σ_e^2		
Altura en vivero (H)						
Bloques completos (BC) sin covariable	17.4		9.1	73.5	0.77+0.08	0.98+0.27
Bloques incompletos (BI) sin covariable	17.1	8.7	5.0	69.2	0.79+0.09	0.98+0.28
BC con peso semilla (PS) como covariab.	10.4		9.8	79.8	0.46+0.06	0.96+0.18
BI con PS como covariable	10.2	9.4	5.4	75.0	0.48+0.06	0.96+0.19
Estado ontogenico (EO)						
BC sin covariable	6.2		9.1	84.7	0.27+0.04	0.92+0.12
BI sin covariable	6	8.2	10.9	74.9	0.30+0.04	0.93+0.13
BC con PS como covariable	4.2		9.3	86.5	0.19+0.03	0.89+0.08
BI con PS como covariable	4.1	8.4	11.1	76.4	0.20+0.03	0.90+0.09

¹ σ_f^2 , $\sigma_{BI(R)}^2$, σ_R^2 y σ_e^2 son los componentes de la varianza de las familias, bloques incompletos dentro de cada réplica, réplicas y error, respectivamente.

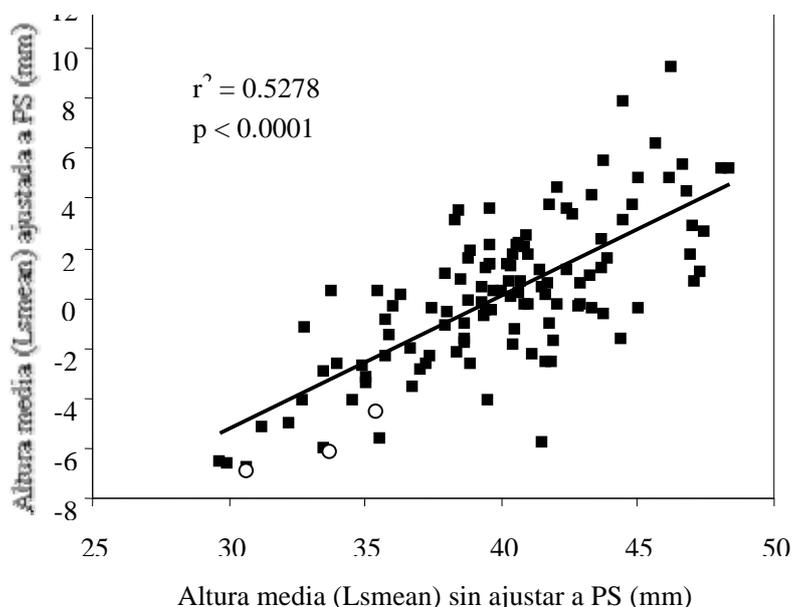


Figura 1. Relación entre la altura media familiar (Lsmean ajustada al desequilibrio entre bloques) eliminando y sin eliminar el efecto del peso promedio de la semilla de cada familia (PS). Cada punto representa una familia. Los círculos abiertos se corresponde con los testigos comerciales.

Tabla 3. Correlación genética entre la evaluación en vivero y distintas variables evaluadas en 4 ensayos de progenie adultos en campo. Las correlaciones asociadas con correlaciones de medias familiares significativas ($p < 0.05$) se identifican en negra.

Variable en vivero ¹	Variable en campo ²	Ensayo adulto en campo			
		AsNeves	Bamio	Cortegada	Lalin
H	D8	-0.23	0.46	-0.15	0.34
	H3			-0.10	
	H5			-0.25	0.13
	H8	-0.14	0.17	-0.09	0.31
	V8	-0.27	0.44	-0.10	0.38
EO	D8	-0.15	0.31	-0.05	0.31
	H3			-0.22	
	H5			-0.33	0.10
	H8	-0.15	0.07	-0.10	0.16
	V8	-0.23	0.35	-0.04	0.32

¹ H = Altura en vivero, EO = Estado ontogénico

² D = Diámetro, H = altura, V = Volumen. El número indica la edad en años desde la plantación.

