

PRIMERA ELECCIÓN DE ÓPTIMOS PRODUCTORES DE ESTAQUILLA DE *JUNIPERUS THURIFERA* L. EN LA PROVINCIA DE SORIA (ESPAÑA)?.

R. LLORENTE CARNICERO ⁽¹⁾ & R. ALONSO PONCE ⁽²⁾

⁽¹⁾ Dpto. de Investigación Forestal de Valonsadero. Apdo. 175. 42080 Soria, España.

⁽²⁾ Dpto. Sist. y Rec. Forestales. CIFOR-INIA. Ctra. Coruña km 7,5. 28040 Madrid, España

Resumen En este experimento de reproducción agámica se ha buscado comprobar la importancia de la procedencia genética del material. Para ello, en un primer ensayo se han buscado aquellas condiciones que permitieran un mejor enraizamiento, y en el segundo se han empezado a probar los distintos clones escogidos. Se ha puesto en evidencia tanto la importancia de la edad del individuo del que se toman las estaquillas como el uso de calor basal para mejorar el enraizamiento. Asimismo, se ha podido constatar la enorme variabilidad existente entre unos clones y otros en lo que su capacidad de enraizamiento se refiere.

Palabras clave: *Juniperus thurifera*, reproducción agámica, capacidad de enraizamiento, procedencia genética.

FIRST CHOICE OF OPTIMUM PRODUCERS OF *JUNIPERUS THURIFERA* CUTTINGS IN SORIA (SPAIN)

Abstract The target of the vegetative propagation experiment was to find out the significance of the genetic origin of the cuttings. As a first step, we searched the best conditions for rooting, and afterwards we tested the aptitude of rooting of several clones. We showed that both the age of the individuals from which cuttings were collected and the use of bottom heat are of major importance to succeed in rooting. In addition, we found a huge variability in the percentage of rooting of the tested clones.

Key words: *Juniperus thurifera*, vegetative propagation, percentage of rooting, genetic origin

PREMIER CHOIX DE PRODUCTEURS OPTIMAUX DES BOUTURES DE *JUNIPERUS THURIFERA* L. À SORIA (ESPAGNE).

Résumé Dans cette expérience de reproduction asexuée on a essayé de vérifier l'importance de l'origine génétique du matériel. Pour cela, dans un premier essai on a cherché les conditions qui permettaient un meilleur enracinement, et dans le deuxième essai on a testé les différents clones choisis. L'importance de l'âge de l'exemplaire dont les pieux ont été pris et l'utilisation de la chaleur basale pour améliorer l'enracinement ont été mises en évidence. De même, on a constaté l'énorme variabilité existante de la capacité d'enracinement qui existe entre des clones.

Mots-clés: *Juniperus thurifera*, reproduction asexuée, capacité d'enracinement, origine génétique

ANTECEDENTES

Entre los estudios más relevantes que han abordado el problema de la reproducción agámica de *Juniperus thurifera* podemos citar el de RUIZ DEL CASTILLO et al. (2000), quienes han buscado los productores óptimos de estaquilla de la especie. Si bien la producción de callo fue generalizada (pero no siempre significativa) y la mortandad escasa durante cinco meses, no se encontró un tratamiento óptimo para el enraizamiento. Por su parte, CORDERO (1992) intentó el estaquillado en dos diferentes momentos del año sin conseguir ningún resultado significativo. Este autor apunta una serie de recomendaciones para una mejor supervivencia de las estaquillas durante el largo periodo de enraizamiento que se estima en torno a 5-6 meses. Estos consejos apuntan a un estaquillado rápido y a la recogida de material en otoño. También se recomienda no eliminar demasiada masa foliar de cada estaquilla puesto que supuestamente las hojas, por un lado, contribuirían a la producción de auxinas, y las yemas, por otro, constituirían una reserva de nutrientes. HERRERO (1959) obtuvo resultados similares en reproducción agámica (bajos porcentajes de enraizamiento y sin diferencias significativas tratamiento-control), llegando a la conclusión de que, a pesar de no haber

podido controlar suficientemente las condiciones del medio (temperatura y humedad), *Juniperus thurifera* es una especie de difícil propagación vegetativa.

La literatura sobre la reproducción artificial de otras especies del género *Juniperus* es bastante abundante, sobre todo en lo que respecta a las especies norteamericanas. CONNOR (1985) centró su trabajo en una veintena de cultivares de tres especies de enebros de porte arbóreo (*Juniperus chinensis* L., *Juniperus scopulorum* Sarg. y *Juniperus virginiana* L.) con los que utilizó distintas concentraciones de ácido indolbutírico (AIB), ácido naftalenoacético (ANA) y sal potásica de AIB (K-AIB), y que enraizó en todos los casos con la ayuda de calor basal. HOULE & BABEAUX (1994) encontraron que la capacidad de enraizamiento de *Juniperus communis* var. *depressa* Purdsh era significativamente mejor en las estaquillas procedentes de pies hembras que las de los machos y las de pies más norteños que los más sureños. Otro factor que parece ser beneficioso para el enraizamiento es la eliminación parcial del estrato de esclerénquima que al parecer impide físicamente la salida al exterior de las raicillas y reduce la capacidad de absorción de la hormona utilizada (EDWARDS & THOMAS 1979a). VAN DEN HEEDE & LECOURT (1989) recomiendan la práctica de este lesionado para las especies del género *Juniperus* en general, así como la aplicación de AIB en concentraciones de 4000 a 20000 ppm; con estas sugerencias coincide HARTMANN (1990) así como con la de la utilización de calor basal.

En el caso de otros enebros españoles, parece ser que *Juniperus oxycedrus* presenta propensión a la producción de raíces (JORDÁN DE URRÍES & ARANDA, 1997), que los pies jóvenes con hojas del tipo ericoide son más susceptibles de enraizar y que, como en tantos otros aspectos relacionados con seres vivos, la mayor variabilidad viene dada por el genotipo, es decir, entre unos individuos y otros.

El experimento cuyos resultados se presentan en este trabajo constó de dos fases en sendos años consecutivos. En el primero de ellos (1999) se estudiaron, con un reducido número de individuos, distintas condiciones de enraizamiento, con el fin de encontrar aquéllas que dieran resultados óptimos. Al año siguiente (2000) se aplicaron esas condiciones a un colectivo de individuos más numeroso que permitiera elegir aquéllos que presentaran propensión a una mayor capacidad de enraizamiento.

ENSAYO 1999

MATERIAL Y MÉTODOS

Se eligieron cuatro de los factores como variables para ser examinadas, a saber, el nivel de hormona (AIB en polvo en concentraciones de 0 (control), 5.000 y 10.000 ppm mezclado con talco), la presencia de madera del año anterior o sólo del último año en la estaquilla, la edad y el sexo del árbol origen (macho, hembra o joven) y la aplicación o no de calor basal (HARTMANN et al., 1990). Nos encontramos pues ante un experimento multifactorial con cuatro factores.

Basándonos en el modelo propuesto por MCDONALD (1986) diseñamos una “cama caliente” que constó básicamente de:

- a) un receptáculo de metal forrado por su parte interior con poliestireno expandido para lograr un buen aislamiento.
- b) una resistencia eléctrica debidamente aislada con la potencia necesaria para alcanzar 22°C.
- c) un manto de arena (para permitir un buen drenaje) y sobre el que se coloca el sustrato con las estaquillas.

Según CONNOR (1985) lo ideal es que la temperatura del sustrato se encuentre alrededor de los 17°C durante las primeras seis semanas para permitir que se forme callo, y

después elevarla hasta los 22°C para estimular la producción de raíces. Se procedió de esta manera y, una vez elevada la temperatura, se mantuvo durante unos 6 meses.

La temperatura del sustrato se controló mediante un termostato de tierra y el riego fue del tipo niebla mediante nebulizadores, mientras que para el seguimiento de las condiciones térmicas y de humedad dentro del receptáculo se colocó un termohidrógrafo que iba rotando por cada una de las camas.

Durante los meses de diciembre y enero se eligieron los árboles de los que se iba a obtener el material para este primer ensayo. Dichos árboles (cinco pies macho, cinco hembras y diez jóvenes) se escogieron en tres zonas distintas para tratar de reducir el posible efecto de procedencia en los resultados. Las tres áreas se encuentran en los términos de Abejar, Calatañazor y El Burgo de Osma. Cada individuo también quedó identificado de forma adecuada con una etiqueta y una estaca, y localizado en un croquis con el fin de encontrar cada uno de los pies en caso necesario. Inmediatamente después de la recogida el material se llevó a laboratorio donde se guardó en una cámara de frío a 4°C. El tiempo de almacenado no superó en ningún caso las 24 horas.

El sustrato empleado fue turba fertilizada y perlita en proporción 1:1 (v/v), mientras que en el caso del fungicida se trató de una disolución al 3% de un compuesto formado en un 80% por Tiram.

A las estaquillas, de entre 10 y 15 cm de longitud, se les eliminó aproximadamente las dos terceras partes de las hojas, posteriormente se les produjo el lesionado descrito por EDWARDS & THOMAS (1979b) y antes de impregnarlas de la hormona se las sumergió en la disolución de fungicida anteriormente descrita durante unos 5 minutos.

Durante los seis meses se aplicó (cada diez días) el fungicida rociando con gotas muy finas las hojas, tallos y el sustrato. Las estaquillas correspondientes a los otros 18 tratamientos, que no necesitaban calor basal, se dispusieron en bandejas de 38 alveolos de 300 cm³ en invernadero de cristal, con control de la temperatura ambiente entre 17 y 20°C. Al igual que en las camas la humedad relativa del aire se mantuvo bastante alta (en torno al 80%).

El análisis de la varianza de la variable respuesta (porcentaje de enraizamiento) fue realizado mediante el procedimiento GLM de SAS®6.12.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 1 se exponen los porcentajes de enraizamiento por bloque y tratamiento. Se encontraron diferencias significativas tanto en la variable *edad* como en la variable *cama*, pero no en las otras dos. Así, el porcentaje de enraizamiento de las estaquillas jóvenes es significativamente mayor que el de las hembras o machos adultos, hecho que coincide con los resultados obtenidos para otras especies de *Juniperus* (CONNOR, 1985; JORDÁN DE URRÍES & ARANDA, 1997; BERHE & NEGASH, 1998) y otras coníferas (PEÑUELA et al., 1992). Es plausible que en el caso de *Juniperus thurifera* el descenso en la capacidad de enraizamiento que se produce con el envejecimiento sea tal que enmascare una hipotética influencia del sexo.

Por su lado, las estaquillas que se pusieron con calor basal presentan un porcentaje mayor que las que no lo tuvieron (en este caso es más evidente, dado que de este último nivel no enraizó ninguna). En el caso de la variable *año*, a pesar de que la media aritmética es mayor en el caso de las estaquillas con madera del año anterior, estas diferencias no son significativas (para $p > 95\%$).

A tenor de estos resultados, para el experimento en el que tratemos de contrastar el efecto de la procedencia individual de cada estaquilla, utilizaremos calor basal en todos los

casos, las estaquillas serán tomadas de individuos jóvenes y con madera del año anterior. La variable *hormona* deberá considerarse de nuevo ya que los resultados parecen contradictorios.

ENSAYO 2000

MATERIAL Y MÉTODOS

Para recoger la máxima variabilidad genética que nuestras instalaciones nos permiten y tratando además de reducir el efecto de la procedencia, decidimos utilizar quince clones. Por lo tanto, el experimento será de tipo factorial con dos factores, uno de ellos con dos niveles (10.000 ppm AIB y control, variable *h*), y el otro con quince niveles (uno por cada clon, variable *i*).

En general, el procedimiento empleado en la recogida del material de reproducción es análogo al del ensayo de 1999. Se seleccionaron tres parajes en los que abundara el regenerado, ya que se necesitaban pies jóvenes en los que aún perdurase la hoja ericoide. Las zonas elegidas pertenecen a los términos de Abejar, El Burgo de Osma y Cabrejas del Pinar.

En enero se le retiraron a cada clon elegido dos o tres ramas bajas (además de producir menor daño es el lugar donde los individuos cambian más tarde la hoja joven por la adulta; se observó la misma manifestación en la zona del pie orientada a la umbría), calculando que fueran suficientes para producir 60 estaquillas terminales.

Al comenzar el experimento en pleno invierno, en un principio se regó a mano ya que las instalaciones de riego automático no son funcionales por el hielo. Durante estos meses la necesidad de aporte de agua no es muy grande (aproximadamente un riego por semana), ya que la evaporación es escasa; aun así se hizo un seguimiento diario de las estaquillas hasta que con la subida de las temperaturas se pudo conectar el riego automático de los nebulizadores, aproximadamente a mediados de marzo. Para el riego manual se utilizó una manguera con una boquilla que conseguía pulverizar perfectamente el agua. Tras seis meses enraizando se levantaron las estaquillas, contándose las que estaban muertas, las que habían producido callo y las que habían enraizado.

Dado que nuestra variable respuesta es de tipo categórico y que puede asumirse que se distribuye según una binomial (sí enraíza/no enraíza) (STOKES et al., 1995), el método estadístico aplicado fue el de regresión logística, ya que a la vez es perfectamente aplicable cuando los factores tienen más de dos niveles.

La bondad del ajuste del modelo se puede examinar mediante tres procedimientos. Los dos primeros, realizados con los estadísticos Q_L , o de la desviación, y Q_P , o de Pearson, en definitiva lo que recogen es la diferencia entre los valores predichos y los realmente obtenidos. Estos estadísticos se distribuyen aproximadamente según una chi-cuadrado, por lo que esta función de distribución con un número de grados de libertad igual al número de combinaciones distintas de las dos variables explicativas menos el número de parámetros puede ser utilizada para comprobar si los valores obtenidos sobrepasan un límite tolerable (STOKES et al., 1995). Otro método consiste en elaborar un nuevo modelo (denominado *expandido* frente al *reducido* o de efectos principales) en el que además de las variables o factores ya comentados al principio de este apartado se añaden las correspondientes a la interacción hormona-clon y se comprueba si la contribución de los términos añadidos no es significativa. Si es así, se puede concluir que el modelo reducido se ajusta de forma adecuada. Esta comprobación se realiza calculando la diferencia entre los estadísticos $-2\ln L$ de cada uno de los modelos, siendo:

$$-2 \ln L = -2 \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^C \ln(\hat{\theta}_{hi})$$

Esta diferencia se distribuye aproximadamente como una chi-cuadrado cuyos grados de libertad (9) se corresponden con la diferencia entre el número de parámetros del modelo expandido (19) y el reducido (10).

Por último, también se ha empleado el estadístico de Wald (STOKES et al., 1995) para comprobar si los parámetros ajustados para las variables adicionales en el modelo expandido son significativamente distintos de cero, ya que este estadístico sigue aproximadamente una chi-cuadrado con un grado de libertad.

La estimación de los parámetros del modelo fue realizada mediante el procedimiento LOGISTIC de SAS®6.12.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 3 se muestran los resultados del experimento de estaquillado en número de estaquillas enraizadas para cada una de las combinaciones posibles de las variables explicativas *clon* y *hormona*. Para que el modelo pueda converger, es decir, que encuentre una solución (según el método de máxima verosimilitud), es necesario eliminar aquellos clones que hayan presentado un número de estaquillas enraizadas prácticamente nulo, ya que además de no aportar ninguna información al modelo es obvio que no son capaces de enraizar (éstos son A3, A5, B1, C3, C4 y C5, ver Tabla 3). Así pues, para ajustar el modelo contamos con 10 clones (C=10), cada uno con hormona y sin ella (H=2), y con un total de 600 estaquillas (10x2x30). Del resultado del ajuste del modelo *reducido* se puede extraer inmediatamente la ecuación modelo (obtenida mediante el procedimiento LOGISTIC de SAS®6.12):

$$\text{logit}(\hat{\theta}_{hi}) = -1,65 + 0,83 * IHORMO - 1,48 * CLON1 - 1,79 * CLON2 - 1,79 * CLON3 - 1,03 * CLON4 - 1,23 * CLON5 - 0,20 * CLON6 - 0,70 * CLON7 - 1,48 * CLON8 - 2,21 * CLON9$$

donde

IHORMO = 1 si se utiliza hormona; 0 si es control;
 CLON1 = 1 si el clon es A1; 0 si es cualquier otro;
 CLON2 = 1 si el clon es A2; 0 si es cualquier otro;
 CLON3 = 1 si el clon es A5; 0 si es cualquier otro;
 CLON4 = 1 si el clon es B2; 0 si es cualquier otro;
 CLON5 = 1 si el clon es B3; 0 si es cualquier otro;
 CLON6 = 1 si el clon es B4; 0 si es cualquier otro;
 CLON7 = 1 si el clon es B5; 0 si es cualquier otro;
 CLON8 = 1 si el clon es C1; 0 si es cualquier otro;
 CLON9 = 1 si el clon es C2; 0 si es cualquier otro.

$\hat{\theta}_{hi}$ = probabilidad estimada de que el clon *i* enraíce con el nivel de hormona *h*.

El valor del término independiente es pues el *logit* de la probabilidad de enraizar del clon A4 sin hormona, ya que éste era el que se tomó como referencia (y por tanto no se le asignó ninguna variable *dummy*). En la Tabla 2, la columna e^{β_k} representa el número de veces que es más probable que enraíce el clon *i* que el clon de referencia, o bien de enraizar cualquier clon con hormona que sin ella (es decir, el correspondiente al parámetro β_1). Análogamente, si queremos saber el número de veces que es más probable que enraíce el clon *i* que el *j*, bastaría con calcular $e^{\beta_i - \beta_j}$.

Asimismo, de la ecuación ajustada del modelo se pueden extraer las probabilidades de enraizamiento de cada clon con y sin hormona sin más que sustituir el valor correspondiente de las variables explicativas y a continuación despejar $\hat{\theta}_{hi}$. En la Tabla 4 se puede comprobar que la mayor probabilidad de enraizamiento la presenta el clon A4 con hormona (30,6%) seguido por los clones B4 y B5, también cuando se les aplicó hormona (26,5% y 18,0% respectivamente). Los clones con una capacidad de enraizamiento “aceptable” (dentro de lo

baja que es en esta especie) son, además de los tres anteriores, A1, B2, B3 y C1, ya la probabilidad estimada es cercana o mayor del 10% (aproximadamente, y siempre con hormona).

La bondad del ajuste fue examinada mediante tres estadísticos. En el caso del de Pearson, no podemos rechazar la hipótesis nula de que no existen diferencias entre valores observados y predichos para $\alpha=0,05$ ($p\text{-valor}_{Q_P} = 0,122$), mientras que el estadístico Q_L arroja un $p\text{-valor}$ de 0,039, con lo que en principio podríamos rechazar la hipótesis nula para ese mismo nivel de significación, aunque sea por muy poco. Por lo tanto confirma lo aceptable de la bondad del ajuste. Por otro lado, se ajustó el modelo *expandido* para comprobar si los términos correspondientes a la interacción entre los efectos principales resultaba significativa. Este modelo *expandido* no convergió, por lo que en principio ya podríamos rechazarlo. A pesar de ello, se realizó el test de la diferencia de los estadísticos $-2\ln L$ de los dos modelos. Este valor resultó ser 17,699 que, comparado con una chi-cuadrado con nueve grados de libertad (ya que la diferencia entre el número de parámetros de cada modelo es precisamente nueve), proporciona un p-valor de 0,089, lo cual no nos permite rechazar la hipótesis nula de que no hay diferencias significativas entre lo explicado por el modelo *reducido* y el *expandido*.; Así pues, aceptamos el primero como válido. La Tabla 5 incluye el resultado de este test así como el de los estadísticos Q_P y Q_L .

Además, para cada uno de los parámetros β_k de la regresión, el test de Wald (Tabla 2) dio como resultado que todos eran significativamente distintos de cero ($\alpha=0,05$), salvo β_5 , β_7 y β_8 (correspondientes a los clones B2, B4 y B5). Sin embargo, el primero de ellos presentó un p-valor de 0,0534, por lo que podemos considerarlo como aceptable. A pesar de ello, a veces es razonable mantener efectos que sean sólo moderadamente influyentes, ya que el modelo sigue describiendo bien los datos, y además puede ser comparado con ulteriores análisis en los que se incluyan los clones implicados (B4 y B5, que además presentaron cierta tendencia al enraizamiento -ver Tabla 4-), independientemente de la significancia de la estimación del parámetro (STOKES et al., 1995).

Finalmente, el hecho de haber observado la gran influencia que la variable clon tiene en la capacidad de enraizamiento nos lleva a plantear el establecimiento futuro de un banco clonal suministrador de estaquillas, como el propuesto para otra conífera de altísimo valor ecológico, *Taxus baccata* L. (RODRÍGUEZ et al., 1994)..

CONCLUSIONES

- El uso de calor basal y de estaquillas con hoja de tipo ericoide (característica de individuos jóvenes) ocasiona un mejor porcentaje de enraizamiento. Así, ninguna estaquilla enraizó sin calor basal, y las estaquillas jóvenes enraizaron de siete a catorce veces más que las adultas.
- El uso de ácido indolbutírico a una concentración de 10.000 ppm permite el enraizamiento con una probabilidad 2,3 veces mayor que si no se aplica hormona.
- La capacidad de enraizamiento parece depender en gran medida de la predisposición genética de cada individuo. Por ello, hemos tratado de comenzar una búsqueda de los productores óptimos de estaquilla en la provincia de Soria.
- En esta primera búsqueda hemos encontrado siete clones con una capacidad de enraizamiento mayor del 9% y dos de ellos con más del 25% (26,5 y 30,6 %), siempre con calor basal y aplicación de AIB al 1%.
- Nuestra propuesta para el futuro es continuar con esta búsqueda y encontrar al menos una treintena de clones que manifiesten porcentajes de enraizamiento de al menos el 25%, de tal manera que se pueda establecer un huerto clonal a partir del cual producir planta de manera más eficiente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERHE, D.; NEGASH, L., 1998. Asexual propagation of *Juniperus procera* from Ethiopia: a contribution to the conservation of African pencil cedar. *Forest Ecology and Management*, 112: 179-190.

CONNOR, D.A., 1985. Propagation of upright junipers. *Proceedings of the International Plant Propagator's Society*, 35: 719-721.

CORDERO, J., 1992. *Estudio sobre reproducción vegetativa de coníferas de crecimiento lento: ensayo con Juniperus thurifera L.* PFC. EUPA. Univ. Valladolid, Palencia.

EDWARDS, R.A. & THOMAS, M.B., 1979a. Influence of wounding and IBA treatments on the rooting of cuttings of several woody perennial species. *The Plant Propagator*, 25(4): 9-12.

EDWARDS, R.A. & THOMAS, M.B., 1979b. Observations on physical barriers to root formation in cuttings. *The Plant Propagator*, 25(4): 6-8.

HARTMANN, H.; KESTER, D. & DAVIES, F., 1990. *Plant propagation. Principles and practices*. Libro. Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey.

HERRERO, J., 1959. Ensayos sobre propagación de *Juniperus thurifera L.* *Anales de la Estación Experimental Aula Dei*, 6(1-2): 94-105.

HOULE, G. & BABEUX, P., 1994. Variations in rooting ability of cuttings and in seed characteristics of five populations of *Juniperus communis* var. *depressa* from subarctic Quebec. *Canadian Journal of Botany*, 72(4): 493-498.

JORDÁN DE URRIES, F. & ARANDA, C. DE, 1997. Comentarios sobre estaquillado en *Juniperus oxycedrus* ssp. *badia* Debaux. *Irati* 97, (3): 337-340.

MACDONALD, B., 1986. *Practical woody plant propagation for nursery growers*. Timber Press, Portland, Oregon.

PEÑUELA, J. & OCAÑA, L.; IGLESIAS, S., 1992. Reproducción vegetativa de especies arbóreas de interés forestal. *Montes*, 28: 31-33.

RODRÍGUEZ, A.; VEGA, G. & IGLESIAS, S., 1994. El estaquillado de tres especies de taxáceas y su aplicación en la conservación de *Taxus baccata*. ITEA, Serie Producción Vegetal, 15: 240-245.

RUIZ DEL CASTILLO, J.; FERNÁNDEZ-GALIANO, E.; GARCÍA-MARTÍN, J.L.; DE ARANA, C.; GARCÍA-VALDECANTOS, J.L. & MAURI, P.V., 2000. Productores óptimos de estaquilla de *Juniperus thurifera* para la reproducción agámica. Ensayos preliminares. *Les dossiers forestiers*, 6: 148-151.

STOKES, M.E.; DAVIS, C.S. & KOCH, G.G., 1995. *Categorical Data Analysis. Using the SAS® system*. Libro. SAS Institute Inc., Cary, NC.

VAN DEN HEEDÉ & LECOURT, M., 1989. *El estaquillado*. Ediciones Mundi-Prensa, Madrid.

TABLAS

Tabla 1. Porcentaje de enraizamiento por bloque y total para cada una de las variables. Resultados ensayo 1999.

Variable EDAD	BLOQUE 1	BLOQUE 2	BLOQUE 3	TOTAL
Machos	0,00	0,00	1,67	0,56
Hembras	0,00	0,00	0,83	0,28
Jóvenes	0,83	3,33	7,50	3,89
Variable HORMONA	BLOQUE 1	BLOQUE 2	BLOQUE 3	TOTAL
10.000 ppm	0,00	1,82	6,36	2,73
5.000 ppm	0,83	0,83	0,83	0,83
control	0,00	0,77	3,08	1,28
Variable CAMA	BLOQUE 1	BLOQUE 2	BLOQUE 3	TOTAL
sin calor basal	0,00	0,00	0,00	0,00
con calor basal	0,56	2,22	6,67	3,15
Variable AÑO	BLOQUE 1	BLOQUE 2	BLOQUE 3	TOTAL
madera del año	0,00	0,56	1,67	0,74
madera de 2 años	0,56	1,67	5,00	2,41

Tabla 2. Resumen del resultado del ajuste del modelo logístico y test de Wald. La columna de la derecha, e^{β_k} , representa el número de veces que es más probable que enraíce el clon i con respecto al de referencia (A4), y lo análogo para el nivel de hormona.

Variable	Parámetro	g.d.l.	Estimación parámetro	Estadístico de Wald	Prob> Chi-cuadrado	e^{β_k}
INDEPEND	α	1	-1,6524	21,3315	0,0001	.
IHORMO	β_1	1	0,8330	8,1036	0,0044	2,300
CLON1	β_2	1	-1,4770	5,9463	0,0147	0,228
CLON2	β_3	1	-1,7850	7,0818	0,0078	0,168
CLON3	β_4	1	-1,7850	7,0818	0,0078	0,168
CLON4	β_5	1	-1,0298	3,7326	0,0534	0,357
CLON5	β_6	1	-1,2331	4,7948	0,0285	0,291
CLON6	β_7	1	-0,2023	0,2017	0,6534	0,817
CLON7	β_8	1	-0,6989	2,0095	0,1563	0,497
CLON8	β_9	1	-1,4770	5,9463	0,0147	0,228
CLON9	β_{10}	1	-2,2105	7,9280	0,0049	0,110

Tabla 3. Ensayo 2000. Número de estaquillas enraizadas y no enraizadas para cada nivel de hormona (H: AIB 10000 ppm; T: control) y cada clon (A1-A5, Abejar; B1-B5, Barcebaejo; C1-C5, Cabrejas del Pinar).

HORM	CLON	RAIZ	NÚM	HORM	CLON	RAIZ	NÚM	HORM	CLON	RAIZ	NÚM
H	A1	SI	4	H	B1	NO	30	T	C1	SI	0
H	A2	SI	3	H	B2	NO	26	T	C2	SI	0
H	A3	SI	1	H	B3	NO	28	T	C3	SI	0
H	A4	SI	8	H	B4	NO	24	T	C4	SI	0
H	A5	SI	1	H	B5	NO	23	T	C5	SI	0
H	B1	SI	0	H	C1	NO	26	T	A1	NO	30
H	B2	SI	4	H	C2	NO	28	T	A2	NO	30
H	B3	SI	2	H	C3	NO	29	T	A3	NO	30
H	B4	SI	6	H	C4	NO	30	T	A4	NO	24
H	B5	SI	7	H	C5	NO	30	T	A5	NO	28
H	C1	SI	4	T	A1	SI	0	T	B1	NO	29
H	C2	SI	2	T	A2	SI	0	T	B2	NO	28
H	C3	SI	1	T	A3	SI	0	T	B3	NO	27
H	C4	SI	0	T	A4	SI	6	T	B4	NO	24
H	C5	SI	0	T	A5	SI	2	T	B5	NO	29
H	A1	NO	26	T	B1	SI	1	T	C1	NO	30
H	A2	NO	27	T	B2	SI	2	T	C2	NO	30
H	A3	NO	29	T	B3	SI	3	T	C3	NO	30
H	A4	NO	22	T	B4	SI	6	T	C4	NO	30
H	A5	NO	29	T	B5	SI	1	T	C5	NO	30

Tabla 4. Probabilidad (%) de enraizar cada clon, tanto si se aplica hormona como el control.

Clon	Horm.	Prob.	Clon	Horm.	Prob.	Clon	Horm.	Prob.	Clon	Horm.	Prob.
A1	SÍ	9,1	B3	SÍ	11,4	A1	NO	4,2	B3	NO	5,3
A2	SÍ	6,9	B4	SÍ	26,5	A2	NO	3,1	B4	NO	13,5
A4	SÍ	30,6	B5	SÍ	18,0	A4	NO	16,1	B5	NO	8,7
A5	SÍ	6,9	C1	SÍ	9,1	A5	NO	3,1	C1	NO	4,2
B2	SÍ	13,6	C2	SÍ	4,6	B2	NO	6,4	C2	NO	2,1

Tabla 5. Resultados de los tests realizados para comprobar la bondad del ajuste logístico.

Estadístico	g.d.l.	Valor	Valor/g.d.l.	Prob > Chi-cuadrado
Q _P	9	14,0208	1,5579	0,1216
Q _L	9	17,6997	1,9666	0,0388
-2lnL	Modelo reducido	Modelo expandido	Diferencia	Prob > Chi-cuadrado
	361,175	343,476	17,699	0,089