

# MODELIZACIÓN DE LA MASA INCORPORADA PARA LA PROYECCIÓN DE PARCELAS DEL INVENTARIO FORESTAL NACIONAL.

Bravo, F.<sup>1</sup>, Pando, V.<sup>2</sup>, Ordóñez, C.<sup>1</sup>, Lizarralde, I.<sup>1,3</sup>

<sup>1</sup> Dept. de Producción Vegetal y Recursos Forestales  
E.T.S. de Ingenierías Agrarias. Universidad de Valladolid  
Avda. de Madrid, 44 34004 PALENCIA  
Tfno. 979 108424 Fax 979 108440 correo electrónico: [fbravo@pvs.uva.es](mailto:fbravo@pvs.uva.es)

<sup>2</sup> Dept. de Estadística e Investigación Operativa  
E.T.S. de Ingenierías Agrarias. Universidad de Valladolid

<sup>3</sup> Dirección actual: CESEFOR (Soria) correo electrónico: [ilizarraldet@cesefor.com](mailto:ilizarraldet@cesefor.com)

## Resumen

El Inventario Forestal Nacional (IFN) es uno de los instrumentos básicos para la planificación forestal nacional. Dado que la frecuencia de las remediciones de las parcelas del IFN es de, aproximadamente, 10 años si se desea tener una estimación del estado de las masas forestales en un momento intermedio, por ejemplo cinco años, es preciso disponer de un modelo de proyección y simulación. Dentro de un modelo de crecimiento y producción es fundamental que exista un submodelo de masa incorporada. En el presente trabajo se presenta una metodología de modelización en dos etapas para masa incorporada aplicable al tipo de muestreo que se emplea en el Inventario Forestal Nacional.

**Palabras Clave:** Modelo, Masa Incorporada, Inventario Forestal Nacional, pino silvestre, pino negral

## INTRODUCCIÓN

La cuantificación de la masa incorporada, junto con la mortalidad natural no catastrófica, es uno de los puntos débiles que, habitualmente, tienen los modelos de crecimiento y producción forestal. En la mayoría de los casos, cuando se habla de masa incorporada se entiende que se trata de masa joven no inventariable en el momento de hacer la medición pero que durante el tiempo de proyección alcanzará el tamaño mínimo requerido para ser masa inventariable. Se trata, por tanto, de modelizar el desarrollo de árboles jóvenes. Sin embargo, dado que las parcelas del IFN son concéntricas con radio y diámetro mínimo inventariable variable puede ocurrir que en un momento dado no sean medidos árboles adultos que por su posición respecto al centro de la parcela y su tamaño no sean inventariables en una determinada corona de las que conforman una parcela del IFN. Estos mismos árboles pueden alcanzar dimensiones inventariables en el periodo de tiempo entre inventarios y ser medidos en el siguiente ciclo. Se convierten pues en masa incorporada aun cuando no se trate de masa joven. Los modelos tradicionales de masa incorporada son demasiado simples para modelizar esta situación ya que habitualmente sólo sirven para predecir el área basimétrica que representa la masa incorporada asumiendo que todos los árboles de esta masa pertenecen a la, o las, clases diamétricas inferiores.

Este modelo de masa incorporada es parte de un modelo de árbol individual independiente de la distancia desarrollado para pino silvestre y pino negral en España (BRAVO et al, 2005). Los modelos de árbol individual independientes de la distancia representan los rodales como mosaicos de árboles individuales cuyo desarrollo no está determinado por variables dependientes de la distancia entre ellos (MUNRO, 1974) ya que utiliza índices de competencia que no son espacialmente explícitos. Hasta ahora no se ha detectado una superioridad clara de los índices dependientes de la distancia sobre los independientes (TOMÉ & BURKHART, 1989, BIGING & DOBBERTIN, 1995). Los datos obtenidos a partir de modelos de árbol individual se pueden traducir a resultados de masa mediante la simple agregación de los mismos.

Los estudios para modelizar la masa incorporada en bosques mediterráneos son muy escasos. Los modelos para rodales pino silvestre y pino laricio (TRASOBARES et al, 2004a) y de pino carrasco (TRASOBARES et al, 2004b) son unas de las pocas excepciones. En ambos casos la masa incorporada se caracterizó mediante el número de árboles en la clase diamétrica inferior.

El objetivo de este trabajo es presentar un modelo de masa incorporada para masas de *Pinus sylvestris* en Castilla y León y *Pinus pinaster* en el Sistema Ibérico Meridional compatible con un modelo de crecimiento de árbol individual independiente de la distancia compatible con el diseño del Inventario Forestal Nacional.

## MATERIAL Y MÉTODOS

### Base de datos

Para el ajuste del modelo de masa incorporada se utilizaron parte de las parcelas del banco de datos del grupo de Manejo Forestal Sostenible (Universidad de Valladolid), en concreto 103 parcelas instaladas en rodales de *Pinus sylvestris* y 88 en rodales de *Pinus pinaster*. Las mediciones de estas parcelas fueron realizadas entre los años 2001 y 2003. La distribución de las parcelas cubre todo el rango de calidades (de acuerdo con las curvas de ROJO y MONTERO, 1996, BRAVO y MONTERO, 2001 y BRAVO-OVIEDO et al, 2004), densidades y edades (dividiendo el turno en cuatro clases de edad desiguales: masas jóvenes, masas próximas a la culminación del crecimiento corriente, masas maduras y masas de edades avanzadas). Como es habitual la última clase de edad, especialmente en las calidades mejores, no está completamente representada ya que se ha practicado una selvicultura más intensiva sobre las mejores calidades de ambas especies, y en el caso del pino negral, a la resinación de las masas de buena calidad hace 50 años. Las parcelas, que son de forma circular, están compuestas de tres subparcelas de radios 5, 10 y 15 metros con diámetro mínimo inventariable 75, 125 y 225 mm respectivamente. Se eligió este tipo de parcela para que las predicciones del modelo fueran compatibles con el Inventario Forestal Nacional eliminando la última corona de acuerdo con los resultados obtenidos por BRAVO *et al* (2002). En todos los árboles se midió el diámetro normal y la altura total y se extrajo una muestra de crecimiento radial. A partir de los datos de crecimiento obtenidos, de ecuaciones auxiliares (curvas de calidad y de evolución de la altura dominante, ...) y de diversas ecuaciones estáticas (ecuaciones de espesor de corteza y relaciones entre el diámetro y la altura) se procedió a retrotraer las dimensiones de los árboles a sus medidas hace cinco años, este proceso que se llama, en la literatura internacional, 'backdating' está descrito en detalle en HANN & HANUS (2001). La tabla 1 muestra las principales características de los datos utilizados.

### Métodos estadísticos

El modelo de masa incorporada es un modelo en dos etapas que consta de un primer componente (modelo logístico) para predecir si existe masa incorporada en una parcela determinada y un segundo (modelo lineal) que permite cuantificar el área basimétrica de la masa incorporada.

Por tanto, para ambas especies se desarrolló un modelo logístico para predecir la probabilidad de que exista masa incorporada en el rodal. El modelo logístico tiene la siguiente estructura general (ec. 1):

$$P = \left( 1 + e^{-(\alpha + \sum b_i X_i)} \right)^{-1} \quad [\text{ec. 1}]$$

Donde P es la probabilidad de que en el rodal exista masa incorporada en los próximos cinco años,  $\alpha$  es el término constante,  $\sum b_i X_i$  es una combinación lineal de parámetros  $b_i$  y variables independientes  $X_i$ . Las variables independientes ensayadas para ambas especies son el índice de sitio

(SI), el número de árboles por ha (N), el área basimétrica (BA) y el diámetro medio cuadrático (Dg). Se utilizó el modelo de ajuste 'backward' con una probabilidad de 0,05. La bondad del ajuste fue estudiada mediante el test de Hosmer y Lemeshow (HOSMER & LEMESHOW, 1989) y el criterio de información de Akaike (ZHANG *et al*, 1997). El punto de corte para determinar si los rodales tienen masa incorporada o no se eligió de forma que se maximice el porcentaje de parcelas correctamente clasificadas.

El componente lineal de este modelo permite cuantificar la masa incorporada (en área basimétrica) en los rodales en los que, a partir del componente logístico, se determina que hay masa incorporada. El componente lineal ensayado es el siguiente (ec. 2):

$$BA_{inc} = a_0 + a_1 Dg + a_2 BA + a_3 SI + a_4 N \quad [\text{ec. 2}]$$

Donde  $BA_{inc}$  es la masa incorporada en  $m^2/ha$ , Dg es el diámetro medio cuadrático (cm), BA es el área basimétrica ( $m^2/ha$ ), N es el número de árboles por ha y SI es el índice de sitio (m). La selección de las variables se realizó mediante el procedimiento backward (probabilidad igual 0,05). El coeficiente de determinación ajustado fue utilizado para determinar la bondad del ajuste.

La adecuación del modelo conjunto se analizó mediante el coeficiente de determinación (ec. 3) y mediante el ajuste de una recta entre valores reales y valores predichos de la masa incorporada (ec. 4) y del área basimétrica al final ( $BA_2$ ) del periodo de proyección, 5 años (ec. 5)

$$R^2 = 100 * \left( 1 - \frac{S_e^2}{S_{AB_{inc}}^2} \right) \quad [\text{ec. 3}]$$

Donde  $S_e^2$  y  $S_{AB_{inc}}^2$  son, respectivamente, la varianza muestral de los errores cometidos y la varianza muestral de la variable dependiente.

$$BA_{inc} = a_0 + a_1 BA_{inc\_pred} \quad [\text{ec. 4}]$$

$$BA_2 = a_0 + a_1 BA_{2\_pred} \quad [\text{ec. 5}]$$

Donde,  $BA_{inc}$  es la masa incorporada real,  $BA_{inc\_pred}$  es la masa incorporada predicha,  $BA_2$  es el área basimétrica al final del periodo de proyección, 5 años,  $BA_{2\_pred}$  es el área basimétrica predicha al final del periodo de proyección, todas en  $m^2/ha$  y  $a_0$  y  $a_1$  son los parámetros a ajustar que si son igual a 0 y 1 respectivamente representan que el modelo es perfecto.

## RESULTADOS

**Componente logístico.** A partir del modelo completo (ec. 1) se fueron eliminando las variables no significativas quedando el modelo final que para pino silvestre sólo incluye el diámetro medio cuadrático como variable explicativa mientras que en el caso del pino negral aparecen como significativas tanto el diámetro medio cuadrático como el área basimétrica.

En el caso del pino silvestre el modelo definitivo mostró un valor para el criterio de información de Akaike igual a 75,709 (en el caso de no considerar las variables independientes es igual a 131,195) y el test de Hosmer y Lemeshow ( $Pr > 0,8279$ ) muestra que no existe falta de ajuste. Por otro lado, para pino negral el criterio de información de Akaike para el modelo final toma un valor igual a 49,648 (123,584 en el caso de no considerar las variables independientes) mientras que el test de Hosmer y Lemeshow muestra también que no existe falta de ajuste ( $Pr > 0,9199$ ). Los modelos finales para las dos especies están reflejados en la tabla 2.

**Componente lineal.** En las dos especies estudiadas el componente lineal que permite estimar la cantidad total de área basimétrica incorporada al rodal ha quedado reducido a una función del diámetro medio cuadrático.

En las parcelas de pino silvestre el ajuste obtenido tiene un coeficiente de determinación ajustado igual al 52,57 % y el parámetro correspondiente al diámetro medio cuadrático tomó el signo acorde con lo esperado desde un punto de vista silvícola. En el caso del pino negral, el ajuste tiene un coeficiente de determinación ajustado igual al 51,38 % y el signo del parámetro del diámetro medio cuadrático también muestra el signo previsto. La tabla 2 muestra los modelos definitivos.

**Validación del modelo conjunto.** El modelo para pino silvestre tiene un coeficiente de determinación conjunto igual al 63,5 % mientras que el caso de los rodales de pino negral es igual al 70,0 %. El resultado del ajuste de las rectas entre valores reales y predichos se muestra en la tabla 3. En todos los casos, el parámetro que representa el término independiente contiene al cero en su intervalo de confianza y el parámetro de la variable independiente (valores predichos) contiene al uno en su intervalo de confianza.

## DISCUSIÓN

Como se puede ver en las figuras que acompañan este texto (fig. 1-4) y en la tabla 3, la validación realizada muestra que el modelo en dos etapas es útil para predecir la masa incorporada en los rodales de pino silvestre y pino negral. Los signos de los parámetros se corresponden con los esperados de acuerdo con el conocimiento silvícola actual.

## AGRADECIMIENTOS

El presente trabajo ha sido realizado en el marco del Proyecto AGL-2001-1780 del plan nacional de I+D (Ministerio de Educación y Ciencia) y del Convenio entre la Consejería de Medio Ambiente (Junta de Castilla y León) y la Universidad de Valladolid para el desarrollo de un modelo de crecimiento para pino silvestre.

## REFERENCIAS

- BIGING, G.S. & DOBBERTIN, M.; 1995. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. *For. Sci.* 41(2): 360-377
- BRAVO F. y MONTERO G., 2001 Site index estimation in Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) stands in the High Ebro Basin (northern Spain) using soil attributes *Forestry* 74(4): 395-406.
- BRAVO F., LIZARRALDE I. y BRAVO-OVIEDO, A., 2005. Congreso Forestal Nacional Zaragoza.
- BRAVO, F., HANN, D.W., & MAGUIRE, D.A. 2001. Impact of competitor species composition on predicting diameter growth and survival rates of Douglas-fir trees in southwestern Oregon *Canadian Journal of Forest Research* 31:2237-2247
- BRAVO, F., RÍO, M., PANDO, V., SAN MARTÍN, R., MONTERO, G., ORDÓÑEZ, C. y CAÑELLAS, I., 2002. El diseño de las parcelas del Inventario Forestal Nacional y la estimación de variables dasométricas en Bravo, F., Río, M. del, Peso, C. del (Ed.) *El Inventario Forestal Nacional. Elemento clave para la Gestión Forestal Sostenible*, Palencia, pp 19-35
- BRAVO-OVIEDO, A., DEL RÍO, M. y MONTERO G., 2004. Site index curves and growth model for Mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Spain. *Forest Ecology and Management* 2001: 187-197.
- BRAVO F., LIZARRALDE I. y BRAVO-OVIEDO, A., 2005. Estructura general de un modelo de simulación y proyección aplicable al Inventario Forestal Nacional. IV Congreso Forestal Nacional. Zaragoza.
- HANN, D.W.; HANUS, M.L.; 2001. Enhanced mortality equations for trees in the mixed conifer zone of Southwest Oregon. Research Contribution 34. Forest Research Laboratory. Oregon State University

HOSMER, D.W. & LEMESHOW, S; 1989. Applied Logistic Regression, Wiley Interscience, New York..

MUNRO, D., 1974. Forest growth models-a prognosis *en Fries J. (Ed.) Growth models for tree and stand simulation*. Research Notes 30 Estocolmo, pp 7-21

ROJO A. y MONTERO, G., 1996. El pino silvestre en la Sierra de Guadarrama. MAPA, Madrid 293 pp.

TRASOBARES, A., PUKKALA, T. & MIINA, J. 2004a. Growth and yield model for uneven-aged mixtures of *Pinus sylvestris* L. and *Pinus nigra* Arn. in Catalonia, north-east Spain *Annals of Forest Science* 61:9-24

TRASOBARES, A., TOMÉ, M., & MIINA, J. 2004b. Growth and yield modelo for *Pinus halepensis* Mill. in Catalonia, north-east Spain *Forest Ecology and Management* 203:49-62

TOMÉ, M. & BURKHART, H.E.; 1989. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual trees. *For. Sci.* 35: 816-831.

ZHANG, S., AMATEIS, R.L., & BURKHART, H.E. 1997. Constraining individual tree diameter increment and survival models for loblolly pine plantations. *Forest Science* 43:414-423

ZUMRAWI, A.A. & HANN, D.W. 1993. Diameter growth equations for Douglas-fir and grand fir in the western Willamette Valley of Oregon. Forest Research Lab., Oregon State Univ. Corvallis, Oreg., Res. Contrib. 4

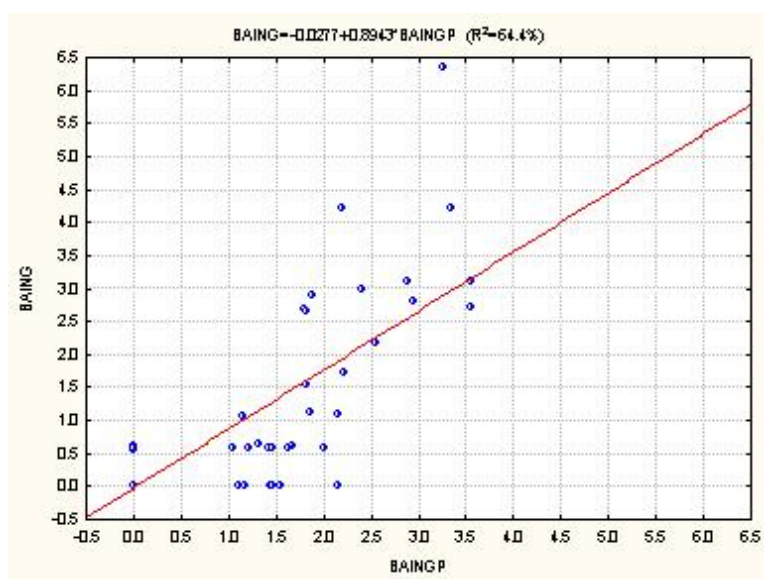


Fig. 1. Representación de la recta entre valores reales y predichos de masa incorporada de pino silvestre

Fig. 2. Representación de la recta entre valores reales y predichos de área basimétrica incorporada de pino silvestre

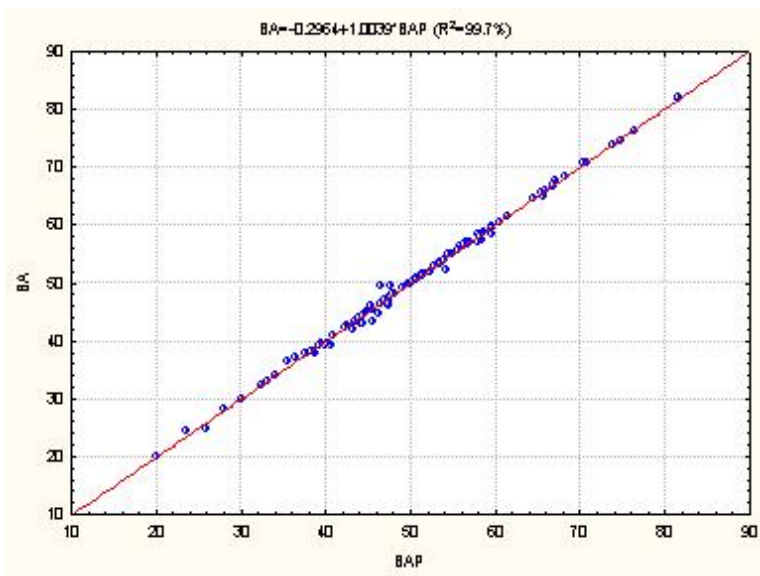


Fig. 3. Representación de la recta entre valores reales y predichos de masa incorporada de pino negral

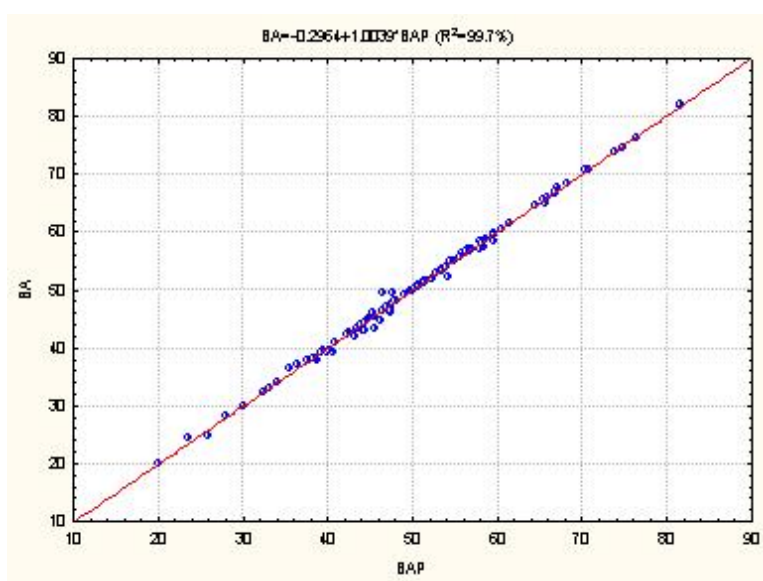
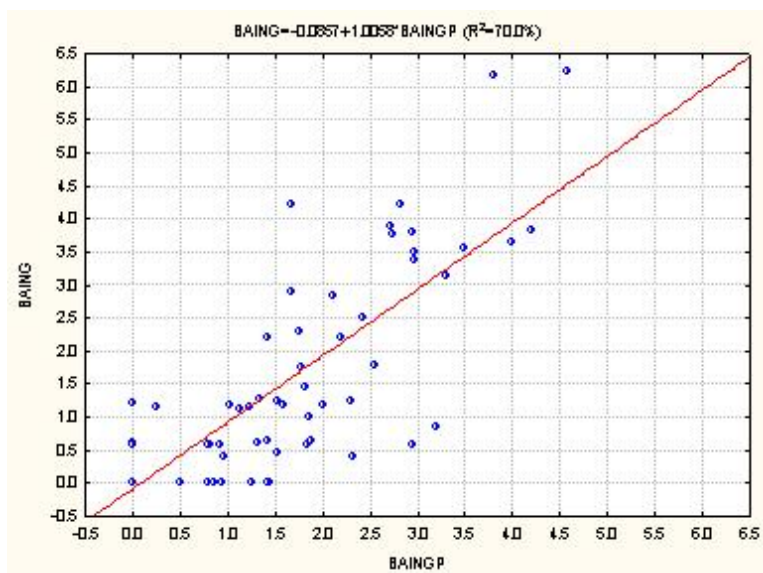


Fig. 4. Representación de la recta entre valores reales y predichos de área basimétrica incorporada de pino negro

Variable	Media	Mínimo	Máximo	Desv. Típica
<i>Pinus sylvestris</i> (n = 103 parcelas)				
SI ( m)	25,82	12,70	38,02	5,11
N (árboles/ha)	759,89	212,21	3957,65	601,35
BA (m <sup>2</sup> /ha)	48,39	19,19	78,89	12,07
Dg (cm)	32,14	13,06	50,45	8,51
BA <sub>inc</sub> (m <sup>2</sup> /ha)	0,54	0,00	6,35	1,13
<i>Pinus pinaster</i> (n = 88 parcelas)				
SI ( m)	14,93	7,46	23,58	4,29
N (árboles/ha)	816,67	159,15	2465,13	478,91
BA (m <sup>2</sup> /ha)	36,14	13,25	55,59	9,54
Dg (cm)	26,28	9,64	43,49	7,19
BA <sub>inc</sub> (m <sup>2</sup> /ha)	1,07	0,00	6,22	1,49

Tabla 1. Principales características de la base de datos utilizada para desarrollar el modelo masa incorporada. SI: Índice de sitio, N: Número de árboles por ha, BA: área basimétrica, Dg: Diámetro medio cuadrático y BA<sub>inc</sub>: área basimétrica incorporada

Variables	Parámetro estimado	Error Típico	Pr >Chi-cuadrado
<i>Pinus sylvestris</i>			
Componente logístico			
Término independiente	8,2739	1,7578	< 0,0001
Dg	-0,3022	0,0600	< 0,0001
Componente lineal			
Término independiente	5,7855	0,6992	< 0,0001
Dg	-0,1703	0,0282	< 0,0001
<i>Pinus pinaster</i>			
Componente logístico			
Término independiente	12,3424	3,0208	< 0,0001
BA	0,1108	0,0544	0,0416
Dg	-0,6154	0,1417	< 0,0001
Componente lineal			
Término independiente	6,7389	0,6894	< 0,0001
Dg	-0,2235	0,0317	< 0,0001

Tabla 2. Componente, logísticos y lineales, del modelo de masa incorporada en rodales de *Pinus sylvestris* y *Pinus pinaster*. BA: área basimétrica, en m<sup>2</sup>/ha, Dg: Diámetro medio cuadrático en cm.

	<b>a<sub>0</sub></b>	<b>a<sub>1</sub></b>	<b>R<sup>2</sup></b>
<i>Pinus sylvestris</i>			
$BA_{inc} = a_0 + a_1 BA_{inc\_pred}$	- 0,0277 (0.0791)	0,8943 (0.0661)	0,644
$BA_2 = a_0 + a_1 BA_2\_pred$	-0,2964 (0.2931)	1,0039 (0.0055)	0,997
<i>Pinus pinaster</i>			
$BA_{inc} = a_0 + a_1 BA_{inc\_pred}$	-0,0857 (0.1201)	1,0058 (0.0710)	0,700
$BA_2 = a_0 + a_1 BA_2\_pred$	0,5448 (0.3638)	0,984 (0.0091)	0,993

Tabla 3. Resultado de las rectas de validación del modelo en dos etapas para predecir la masa incorporada de rodales de pino silvestre y pino negral. Entre paréntesis aparecen los errores estándar de los parámetros ajustados.