

## MESA TEMÁTICA 5

### BIOMASA RESIDUAL FORESTAL: REGRESIONES PARA LAS ESPECIES DEL GENERO *PINUS* EXISTENTES EN LA PROVINCIA DE TERUEL.

Alonso Herranz, Elisa\*

Asín Lafuente, Jesús\*\*

Pascual Puigdevall, Jesús\*

\* Circe, CPS C/ María de luna 3, 50.018 Zaragoza, [jpascual@unizar.es](mailto:jpascual@unizar.es)

\*\* Departamento de Métodos Estadísticos. Universidad de Zaragoza.

#### Resumen

La gestión de los montes origina una gran cantidad de biomasa residual forestal cuya eliminación supone un coste considerable. La cuantificación de esta biomasa es necesaria para su utilización como fuente de energía renovable y para la contabilización del CO<sub>2</sub> retenido en los ecosistemas forestales.

En este trabajo se obtienen regresiones fiables que relacionan la biomasa residual forestal con alguna de las variables recogidas en el Segundo Inventario Forestal Nacional (IFNII). Los datos utilizados para ajustar los modelos de regresión corresponden a 186 pies, seleccionados por un muestreo proporcional al número de pies, al volumen de leñas y al área basimétrica cubierta por cada clase diamétrica. Las ecuaciones son mayoritariamente de la forma  $BT=a \cdot DBH^b \cdot ALT^c$ . Para algunas especies ha sido preciso incluir el origen de la masa (natural o artificial), ya sea mediante la separación de la muestra en dos poblaciones o en el peso de la regresión. Estas regresiones para las cuatro especies de pino más abundantes en la provincia de Teruel podrán ser aplicadas, simulando un muestreo en dos fases, a los datos del IFNII, permitiendo obtener la biomasa residual forestal a nivel de parcela y provincia.

**Palabras clave:** Energías renovables, bioenergía, depósitos de CO<sub>2</sub>, estadística.

#### INTRODUCCIÓN

De acuerdo al Plan Forestal Español (MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE, 2004), en el territorio español hay 1.344.000 ha de superficie forestal que requieren de forma prioritaria la realización de tratamientos selvícolas. Una parte importante del coste de estos tratamientos (hasta el 40 %) se debe a la necesidad de gestionar los residuos forestales o biomasa residual forestal mediante trituración o quema. Se considera biomasa residual la parte del árbol que no es aprovechada por el maderista, es decir, ramas, acículas y tronco con un diámetro inferior a 6-8 cm. Una forma diferente de gestionar estos residuos, escasamente utilizada en España pero ampliamente extendida en otros países, es su aprovechamiento energético para la obtención de calor o electricidad. Se trata de una fuente de energía autóctona, sostenible, prácticamente neutra en cuanto a la producción de gases de efecto invernadero y que permite eliminar un residuo obteniendo un beneficio añadido.

Actualmente, estos beneficios no son suficientes para salvar la barrera que supone el alto coste de extracción y transporte de estos residuos, pudiendo llegar para alguna especie hasta los 99,3 €/t (ESTEBAN *et al*, 2004). Estos costes se ven reducidos, mejorando la competitividad de este tipo de recurso energético, al descontar el coste que supone la gestión de los residuos en los tratamientos convencionales y las subvenciones a la utilización de la biomasa (prima sobre el kWh producido).

El Plan de Fomento de las Energías Renovables en España (IDAE, 1999) estima que la producción de energía procedente de residuos forestales alcanzará en 2010 las 450.000 tep/año. A pesar de que la rentabilidad para el inversor no pueda ser similar a la de aquellos países en los que las altas productividades forestales unidas a la bondad de la orografía permiten una amplia utilización de este tipo de biomasa con costes reducidos, se debe estar preparado para el aprovechamiento de este recurso. Un paso imprescindible a la hora de considerar el aprovechamiento de cualquier recurso es la cuantificación del mismo y, en el caso concreto de la biomasa residual forestal, es necesario el estudio de su distribución y disponibilidad en un determinado territorio. El dimensionado de una planta de aprovechamiento debe basarse en un conocimiento exacto del recurso existente, intentando por un lado maximizar la potencia a instalar para beneficiarse de la reducción del coste unitario (€/kW)

debida a las economías de escala y por otro teniendo en cuenta que la planta no requiera más biomasa que la generada de manera sostenible en las proximidades de la central. Otra aplicación nada trivial de esta cuantificación de la biomasa es el cálculo del carbono retenido por los ecosistemas forestales de acuerdo a la metodología descrita en la Guía de Buenas Prácticas del IPCC (2003).

Para cuantificar la biomasa residual de un determinado territorio se parte de información de los árboles existentes en ese área. El objetivo es crear expresiones que relacionen la cantidad de biomasa residual de cada árbol individual con alguna de sus variables dendrométricas, para poder ser aplicada a todos los árboles de un territorio y obtener la biomasa residual existente en el mismo. Es lo que se conoce como muestreo en dos fases (PARRESOL, 1999). La primera fase corresponde al trabajo realizado en el IFNII (MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE, 1996), gracias al cual se dispone de medidas de diámetro y altura, entre otras, para un amplio número de árboles. El trabajo realizado en el presente estudio constituye la segunda fase, en la que se toman medidas de biomasa residual para una muestra más reducida de árboles.

En la literatura, la biomasa residual de cada árbol se estima mediante alguna ecuación que la relaciona con variables del árbol, habitualmente el diámetro normal y la altura. En general, estas regresiones muestran una gran variación, no sólo por la zona geográfica (KETTERINGS *et al*, 2000) sino también por la calidad de estación, clima e incluso la edad de la población (ZIANIS & MENCUCCINI, 2004). Las regresiones obtenidas en el territorio español son escasas, pudiendo destacar los trabajos existentes sobre el rebollo (GONZÁLEZ, 1988), el pino pináster (ESTEBAN y CARRASCO, 2001) y la encina (CANADELL, 1988), si bien en algunos de ellos se estima la biomasa aérea total, es decir tanto la biomasa residual como la del fuste.

En el presente trabajo se busca la obtención de regresiones que permitan estimar la biomasa residual forestal de cada árbol de las especies del género *Pinus* existentes en la provincia de Teruel, de forma que sean aplicables a los datos del IFNII para el cálculo de la biomasa residual existente.

## **MATERIAL Y MÉTODOS**

### **Área de estudio y muestreo**

Dado el carácter destructivo del muestreo (pesada de la biomasa húmeda después del apeo y desramado), las zonas de estudio fueron aquellos montes gestionados por el Servicio Provincial de Medio Ambiente de la Provincia de Teruel en los que se realizaron tratamientos selvícolas durante la época prevista para la ejecución del trabajo de campo (noviembre de 2003-junio de 2004). En la Figura 1 aparecen localizadas las zonas de muestreo.

El número de muestras a tomar de cada especie debe ser el mayor posible, dado que los intervalos de confianza de los coeficientes y el error típico de la estimación se reducen al aumentar el tamaño muestral. Se planificó un muestreo estratificado por especies, distribuyéndose el muestreo dentro de cada especie de forma proporcional al número de pies, al volumen de leñas y al área basimétrica reflejados en el IFNII, con un rango para cada especie desde 7,5 a 40 cm de diámetro normal, coincidiendo con los diámetros mínimos recogidos en la mayor parte de los inventarios y con los diámetros medios de las cortas finales que aparecen en las tablas de producción para las calidades más frecuentes en ese territorio. La organización de los trabajos forestales y la climatología impidió el desarrollo del estudio conforme a lo planificado, no pudiendo visitarse todo el rango previsto en alguna especie. El número de muestras se considera satisfactorio salvo en el caso de *P. pinaster*, en el que la separación de la muestra en dos poblaciones, reduce el número de árboles por debajo de 30 (28 y 12 árboles muestreados, ver Tabla 1). Para el resto de especies, el número de muestras es bastante satisfactorio comparado con numerosos estudios encontrados en la bibliografía. En el trabajo de TERMIKAELIAN & KORZUKHIN (1997), en el que se recopilan regresiones de diferentes compartimientos de biomasa, de las 133 regresiones que explican la biomasa aérea total, el 49% se realizaron con menos de 28 muestras y el 12% con menos de 12.

El peso húmedo de la biomasa residual se obtuvo con una romana, con precisión de 250 gramos. Para cada muestra se tomaron dos medidas dimensionales, el diámetro normal (DBH, dos diámetros perpendiculares con precisión milimétrica) y la altura (ALT con precisión centimétrica) y una variable dasométrica, la densidad (DENS, precisión 100 pies/ha). Dada la variabilidad de la humedad de las diferentes muestras fue preciso tomar una muestra de las acículas y de las ramas, para,

mediante un secado a 105° C hasta pesada constante (JOOSTEN *et al*, 2004) obtener el peso seco. En la Tabla 1 se muestra una descripción estadística de la muestra por especies.

### Análisis estadístico

Para cada una de las especies muestreadas se ha llevado a cabo un análisis estadístico estableciendo la forma de la ecuación de regresión que da lugar a una estimación óptima de la respuesta, en el sentido tradicional de minimizar la variabilidad no explicada.

El procedimiento comienza por un análisis gráfico de la respuesta (BT, kg de biomasa residual a humedad cero) frente a las dos potenciales covariables numéricas (DBH en cm y ALT en m), evidenciándose en las cuatro especies la relación no lineal entre la respuesta y el diámetro. Este análisis apunta la presencia de individuos de dos subpoblaciones dentro de la muestra de *P. pinaster*, presentando para un mismo valor de DBH una mayor respuesta (BT) las muestras de origen artificial (replantación) frente a las de origen natural.

Posteriormente, se estima un modelo de regresión no lineal, con una relación de la forma

$$(1) \quad BT = a \cdot DBH^b \cdot ALT^c$$

En este paso se obtienen, además de la estimación puntual, intervalos de confianza al 95% para los parámetros b y c; esto permite contrastar la hipótesis de que el coeficiente c es nulo (si el 0 está incluido en dicho intervalo) o, equivalentemente, de que la covariable ALT no es útil para la regresión, lo que haría que la expresión de la ecuación de regresión coincidiera con la alométrica, ecuación recurrentemente citada en la bibliografía (TER-MIKAELIAN & KORZUKHIN, 1997; ZIANIS & MENCUCCINI, 2004).

En el modelo (2), además, se ha considerado la influencia de un factor binario que distingue el origen de la masa forestal (ORIGEN=0 para los árboles de origen artificial; ORIGEN=1 para los árboles de origen natural) mediante un modelo que incluye su efecto en los coeficientes que acompañan a ambas covariables:

$$(2) \quad BT = a \cdot DBH^{b+d \cdot ORIGEN} \cdot ALT^{c+e \cdot ORIGEN}$$

De nuevo, si los correspondientes intervalos de confianza no contienen al valor 0 se dispone de evidencia a favor de la influencia del origen y, por lo tanto, de la necesidad de establecer modelos de regresión que diferencien las estimaciones para árboles de masas naturales o artificiales, bien estableciendo modelos distintos para ambos grupos o imponiendo un efecto de este factor ORIGEN mediante algún peso en la regresión.

Una vez que se ha establecido un modelo no lineal, se lleva a cabo un paso de crítica del modelo de regresión. Se analiza la presencia de datos atípicos que, o bien corresponden a casos aislados que no son representativos de la población, o bien resultan influyentes en el proceso de estimación, con la correspondiente deformación de los parámetros estimados. Tras valorar la necesidad de retirar alguna de las observaciones (aquellas cuyas distancias de Cook superan en más de tres veces la segunda distancia de Cook más grande), se verifican los supuestos básicos requeridos por los tests de hipótesis estadísticos relativos a la influencia de las covariables: la normalidad de los residuos (test de Kolmogorov-Smirnov, p-valor>0,05), su homocedasticidad (test de Levene aplicado a los grupos establecidos en función de la clase diamétrica, p-valor>0,01) y su independencia estadística, que en principio está asegurada por el procedimiento de muestreo. Si se encuentra evidencia significativa de heterocedasticidad, lo cual es bastante frecuente (CROW & LAIDLAY, 1980; PARRESOL, 1999), se procede a rehacer la regresión con pesos (3), que ponderan cada observación inversamente respecto a la variabilidad que presenta en el modelo de regresión, estudiando qué pesos resuelven adecuadamente el problema de heterocedasticidad.

$$(3) \quad BT \cdot X^{-k} = (a \cdot DBH^b \cdot ALT^c) \cdot X^{-k}$$

Finalmente, se considera satisfactorio el modelo de regresión que supera la fase de crítica.

El modelo (1) considera las covariables DBH y ALT, si bien se han estudiado otras como la densidad (DENS) o combinaciones lineales de expresiones de DBH, ALT y DENS con algún sentido físico (Coeficiente de esbeltez, Índice de Hart o Índice de Reineke) o bien encontradas en la bibliografía.

Esta ecuación (1) es suficientemente dúctil para expresar relaciones de tipo directo (exponente positivo) o inverso (indirecto) con las covariables, siendo un caso particular suyo la ecuación alométrica. A pesar de la complejidad de los modelos polinómicos y de los problemas asociados a las transformaciones logarítmicas (CROW & LAIDLAY, 1980), como alternativas a la metodología propuesta se han ensayado modelos de tipo polinómico, introduciendo potencias enteras de DBH, ALT, DENS y combinaciones lineales de las mismas, así como modelos logarítmicos. Por último se han evaluado modelos de tipo exponencial. Se usa el método Stepwise del programa estadístico SPSS 12.0 para extraer el mejor modelo. Finalmente la decisión sobre cuál es el modelo más adecuado, una vez que ha superado la fase de crítica, se toma según el mínimo error estándar asociado a la respuesta.

## RESULTADOS

El rango diametral explorado, si bien no cubre todos los diámetros existentes de acuerdo al IFNII, abarca la mayor parte de los diámetros que se apearán en los tratamientos selvícolas más comúnmente realizados. De acuerdo al rango de diámetro muestreado, se podrán aplicar para masas de *P. sylvestris* y calidad de estación I (GARCÍA, 1981) hasta en turnos de 110 años, para masas de *P. halepensis* y calidad 17 (MONTERO *et al*, 2001) a turnos de 120 años, para masa de *P. nigra* y calidad I (GÓMEZ, 1996) a turnos de 120 años, para masas de *P. pinaster* y calidad I (GARCIA y GÓMEZ, 1989) a turnos de 80 años. En todos los casos las calidades son superiores a las encontradas en Teruel, por lo que los diámetros medios en las cortas de regeneración serán, en su gran mayoría, inferiores al límite del intervalo de predicción de las regresiones obtenidas. No obstante, para *P. halepensis* y *P. nigra* habrá que prestar atención a la hora de estimar la biomasa residual de pies con un DBH superior a 35 cm (9 y 3% de los pies totales de esas especies), ya que no se ha muestreado por encima de este diámetro.

Dentro del rango visitado, se observa una relación no lineal entre BT y DBH, incrementándose la pendiente a medida que aumenta el diámetro (Figura 2). La Tabla 2 muestra los ajustes obtenidos, con indicación de la ecuación estimada, el coeficiente de determinación y la desviación típica residual. También se indican las condiciones del ajuste, si ha habido observaciones que se han retirado del mismo por tener un comportamiento atípico, así como la expresión de los pesos en las especies en que ha sido necesario. Se han añadido además dos columnas con el p-valor asociado a los tests KS y de Levene, a modo de resumen de la crítica de los modelos de regresión. La Tabla 3 incluye una comparación entre los modelos aquí propuestos y los modelos alométricos.

En primer lugar destacar que el origen de la masa de cada pie (natural o artificial) ha resultado influyente en algunas especies, siendo necesario separar en dos poblaciones para *P. pinaster*, e interviniendo en el peso aplicado a la ecuación en el caso de *P. halepensis*.

En segundo lugar cabe citar que la covariable ALT ha resultado significativa en tres de las cuatro especies estudiadas, imposibilitando la simplificación a un modelo tan utilizado en la estimación de la biomasa como sencillo, el alométrico. El modelo alométrico proporciona un error estándar asociado a la respuesta que supera al menos en un 28% al obtenido con el modelo propuesto salvo en el caso del *P. pinaster* de origen artificial, para el que la mejora es sólo de un 4,6%. Para *P. halepensis* y *sylvestris* la respuesta es inversamente proporcional a una potencia de ALT (exponente negativo) de tal forma que para un mismo diámetro al incrementarse la esbeltez disminuirá BT. Aunque esta esbeltez se incrementa con la densidad, la covariable DENS no ha resultado significativa y no aparece en ninguna de las ecuaciones que han superado el proceso de crítica, resultado ya observado en otros trabajos (BASKERVILLE, 1965).

La regresión obtenida para el *P. halepensis* es especialmente sencilla. Los coeficientes estimados por mínimos cuadrados del modelo (1) toman valores 2,92 y -0,92. Dado que sus respectivos intervalos de confianza contienen los valores enteros 3 y -1, es decir, que estos valores son compatibles con la información muestral, se toman éstos como coeficientes. La regresión ha requerido el uso de un peso dado por el inverso del diámetro (1/DBH) en los árboles procedentes de repoblación y la mitad para los naturales (1/2·DBH), puesto que se ha observado una variabilidad creciente con el diámetro, más acentuada en los árboles naturales, quizá explicable por el hecho de su desarrollo en un entorno de competencia diferente, en cuanto a la densidad y heterogeneidad de los competidores o por otras variables no recogidas en el muestreo. El ajuste obtenido es muy satisfactorio, dado que la desviación típica inicial de la respuesta (54,20 kg) se ha reducido a una variabilidad aleatoria de 13,06 kg por

árbol.

En la especie *P. sylvestris* el modelo estimado es muy similar al de *P. halepensis*, aunque en este caso los valores de los parámetros b y c no pueden ser redondeados a números enteros y no ha sido necesario utilizar una regresión con pesos, presentando una variabilidad cuya relación con el diámetro no es significativa. También en este caso el modelo de regresión proporciona una fuerte reducción de la variabilidad no explicada: la desviación típica de la biomasa en la muestra es de 46,71 kg, mientras que el valor estimado en un árbol tiene una desviación típica de 12,29 kg alrededor de la respuesta predicha por la ecuación.

Para *P. pinaster* ha sido necesario distinguir las ecuaciones de regresión para árboles naturales y de repoblación. El modelo (2) indica que hay diferencias significativas entre los parámetros de ambos grupos, confirmando lo observado previamente en el análisis gráfico. En la Figura 2 (gráficos inferiores) se muestra la relación entre la biomasa y el diámetro en los dos grupos. Se observa que el rango de valores de diámetro muestreado es bastante menor en los árboles artificiales, pero también lo es el rango de diámetros de estos árboles en el IFNII (7,75-31,65 cm), por lo que está bien cubierto, a pesar de que no fue una covariable considerada a la hora de diseñar el muestreo. La principal diferencia en las ecuaciones de ambas subpoblaciones reside en la relación biomasa-altura, directa para los artificiales (exponente positivo: 0,33) e inversa para los naturales (exponente negativo: -1). Esta última relación ha sido también observada en el resto de las especies así como en otros estudios (PERALA & ALBAN, 1994), mientras que el exponente positivo sólo aparece para la subpoblación de artificiales, con un valor muy bajo, presentando una ecuación muy similar a la alométrica. A pesar de que su significación es bastante menor que la de DBH, la covariable ALT se incluye en el modelo por la reducción conseguida en el error estándar asociado a la respuesta. El pequeño tamaño muestral de esta subpoblación condiciona la validez de este análisis. Dos observaciones de los árboles naturales han sido eliminadas por considerarse atípicas, aceptándose la hipótesis de homocedasticidad de los residuos, a pesar de que el p-valor de Levene roza el nivel crítico para *P. pinaster* con origen artificial. El valor de biomasa estimado por ambas ecuaciones presenta una desviación típica de 12,17 y 6,00 kg respectivamente, frente a los 39,83 kg de desviación típica de la biomasa en la muestra para esta especie.

En el caso de la especie *P. nigra*, si bien el modelo (1) muestra resultados satisfactorios, es el modelo exponencial el que menor error estándar presenta, con una desviación típica de 18,83 kg, por lo que es el seleccionado. Es la única especie la que la altura no interviene en la ecuación. La creciente variabilidad de los residuos de este modelo con el diámetro obliga a ponderar usando el inverso del diámetro para verificar la hipótesis de homocedasticidad.

Al intentar ajustar una regresión única para las cuatro especies de pino los resultados no han sido satisfactorios, suponiendo un aumento de entre el 29,9% y el 307,5% del error estándar obtenido con las ecuaciones por especie (Tabla 3).

A modo de síntesis cabe señalar que las ecuaciones de regresión han controlado la variabilidad de la biomasa residual, de modo que la desviación típica residual presenta una reducción de entre 1/7 (*P. pinaster* origen natural) y 1/3 (*P. nigra*) de la desviación típica de la muestra (Tablas 1 y 2). Como representación de esta mejora, se presenta en la Figura 3 la amplitud de los intervalos de confianza a nivel del 95% para la biomasa de cada pie, obtenidos a partir de las ecuaciones ajustadas; para facilitar la representación para cada diámetro se ha usado un valor estimado de la altura mediante una regresión.

## CONCLUSIONES

- La estimación de la cantidad de biomasa residual de un árbol presenta una mayor dificultad que la estimación de la biomasa total aérea, comúnmente estudiada en los ecosistemas forestales. Esta última incluye también la masa del tronco, componente con una proporción de la biomasa aérea importante y con una buena correlación con su diámetro, por lo que es relativamente sencillo explicar niveles de variabilidad importantes. En nuestro estudio se han alcanzado coeficientes de determinación en el intervalo (0,91-0,97) inferiores a los obtenidos con la biomasa aérea total ( $R^2 > 0,98$ ), similares a los de las ramas vivas ( $R^2$  0,87-0,96) y superiores a los encontrados en el

estudio de la biomasa foliar ( $R^2$  0,22-0,96) –valores de PERALA & ALBAN, 1994.

- En dichas ecuaciones ha sido imprescindible, a excepción del *P. nigra*, la introducción de la altura para poder explicar niveles de variabilidad importantes, dado que su efecto ha resultado estadísticamente significativo, siendo necesario separarse del modelo alométrico. Por el contrario la introducción de la densidad no ha supuesto, de forma general, un incremento apreciable de la bondad de ajuste. Otra información adicional que ha demostrado tener un efecto importante sobre la respuesta es el origen de cada pie (natural o artificial), habiendo sido necesario diferenciar dos submuestras en *P. pinaster*. A la hora de aplicar estas regresiones a los datos del IFNII se debe proceder con precaución, dado que el origen de la masa aparece reflejado a nivel de parcela y es necesario expresarlo a nivel de pie.
- Existen diferencias significativas entre las ecuaciones de cada especie y entre éstas y ecuaciones de las mismas especies obtenidas en otras zonas geográficas (JOOSTEN *et al*, 2004). Los intentos de obtener una sola ecuación generalizada para las cuatro especies en estudio han dado lugar a regresiones con un carácter explicativo bajo, introduciendo una incertidumbre que no es compensada por la simplificación de cálculo conseguida. Esto contradice la utilidad de ajustar ecuaciones generales que no modifiquen ningún parámetro en función de la especie u otras variables, apoyando los trabajos que ponen de manifiesto la necesidad de ecuaciones locales para estimar la cantidad de biomasa (PERALA & ALBAN, 1994), específicas para cada especie y territorio.
- Especial precaución se requiere para realizar predicciones de árboles que no pertenezcan al intervalo visitado. Si la predicción busca conocer la biomasa residual forestal, los pies con un diámetro inferior a este intervalo no suponen un gran problema dado que tanto los valores de biomasa como los errores de la estimación son muy reducidos. El mayor problema reside en los pies con un diámetro mayor que el límite superior del intervalo, a los que no se les pueden aplicar las regresiones, no validadas en esa zona, ya que podrían dar lugar a errores significativos en la estimación total.
- Actualmente se ha reanudado el muestreo para ampliar el rango de diámetros visitados, de modo que se incremente el rango de validez de las ecuaciones y por tanto el número de pies a los que puedan ser aplicadas.

La aplicación de estas ecuaciones a los datos del IFNII permitirá realizar estimaciones de la cantidad de biomasa residual de Teruel y zonas similares, con una precisión mayor que la proporcionada por las ecuaciones ya existentes para otras regiones. Actualmente las estimaciones obtenidas mediante estas ecuaciones están sirviendo de base para el establecimiento de modelos de relación entre biomasa residual forestal e imágenes de satélite, estudiando la posibilidad de aplicación de la teledetección para la estimación de esta variable continua.

### **Agradecimientos**

La realización de este estudio ha sido posible gracias a la subvención del Ministerio de Ciencia y Tecnología al proyecto Lignostrum (AGL2002-03917).

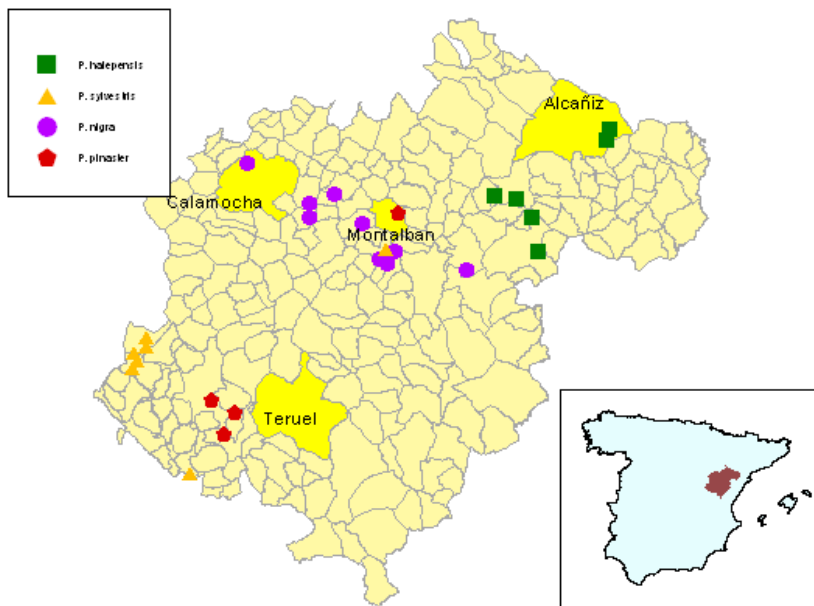


Figura 1: Distribución geográfica de las zonas donde se ha realizado el muestreo

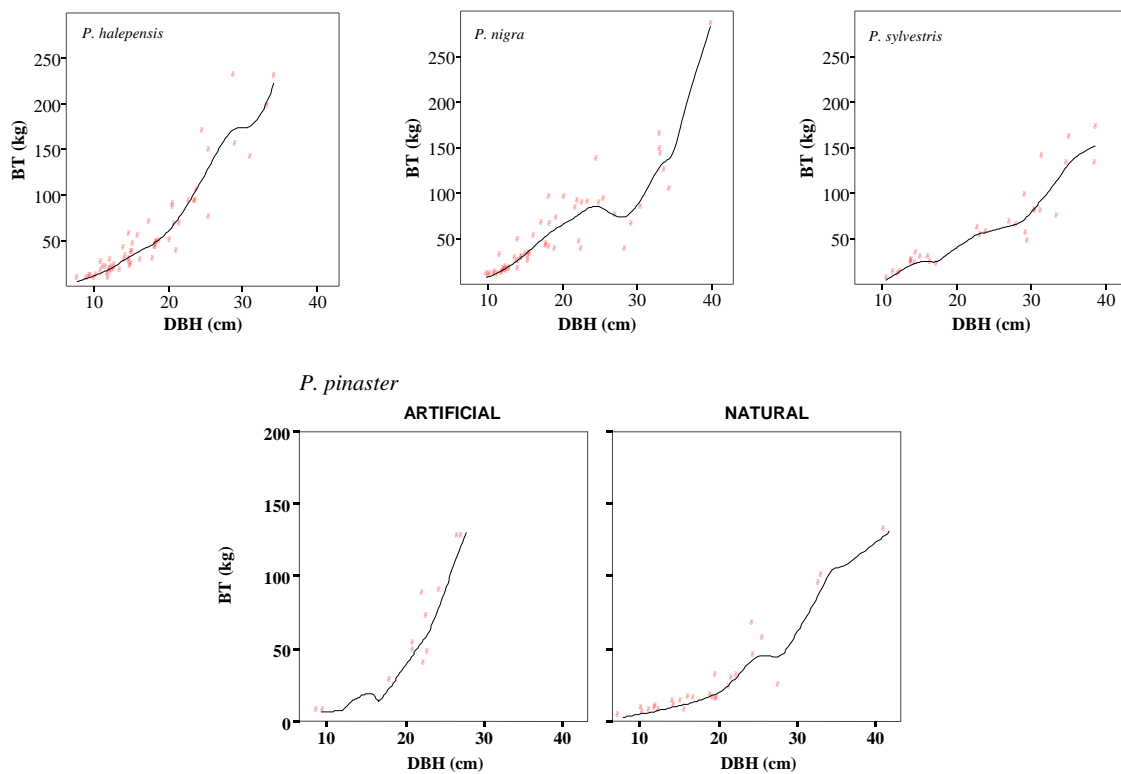
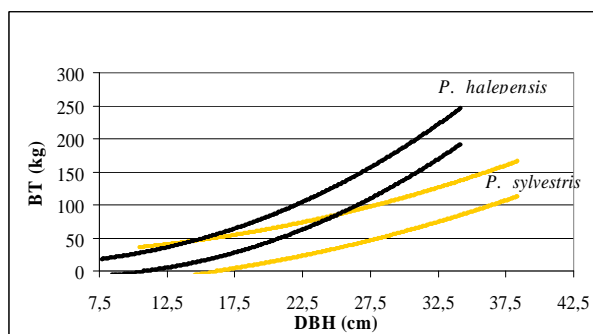


Figura 2: Biomasa total (kg) frente a diámetro normal (cm)



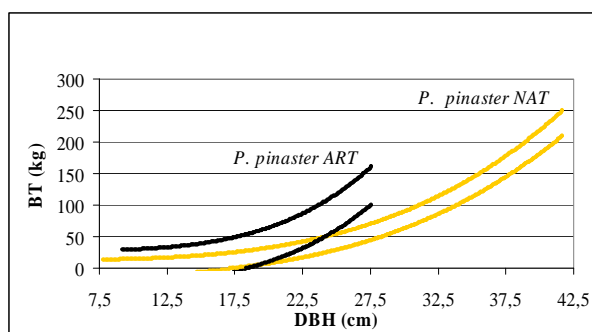


Figura 3: Intervalo de pronóstico para árbol al 95% para el valor de la biomasa residual de: *P. sylvestris* y *P. halepensis* ( $ALT_{P. sylvestris}=0,780 \cdot DBH^{0,864}$  y  $ALT_{P. halepensis}=3,442+0,259 \cdot DBH$ ) izquierda y *P. pinaster* ( $ALT_{Natural}=1,354 \cdot DBH^{0,636}$ , y  $ALT_{Artificial}=2,251 \cdot DBH^{0,396}$ ) derecha.

Especie	N Pies	N (%)	N repoblación (%)	DBH (rango en cm)	Media (kg)	BT Desv. típ. (kg)	Error típ. Media (kg)
<i>P. halepensis</i>	59	31,1%	34 (57,6%)	7,7-34,2	54,30	54,20	7,05
<i>P. sylvestris</i>	30	15,7%	No disponible	10,5-38,6	59,73	46,71	8,52
<i>P. nigra</i>	57	30,0%	47 (82,5%)	9,7-39,9	54,39	50,59	6,70
<i>P. pinaster</i>	40	23,2%	12 (27,3%)	7,8-41,7	42,77	39,83	6,00
<i>Pinus</i>	186	100,0%	--	7,7-41,7	52,51	48,87	3,54

Tabla 1: Composición de la muestra por especies: número de muestras y porcentaje sobre el total, porcentaje de muestras de repoblación, rango de diámetros muestreado, valor medio, desviación típica y error estándar de la media de la biomasa total

Especie	Modelo	R <sup>2</sup>	Desv. Tip. Res. (kg)	Casos elimin.	Peso (X-k) (1+ORI)	p-valor KS	p-valor Levene
<i>P. halepensis</i>	$BT=0,067 \cdot DBH^3/ALT$	0,969	13,063	-	$1/(DBH^* (1+ORI))$	0,689	0,061
<i>P. sylvestris</i>	$BT=0,064 \cdot DBH^{3,3}/ALT^{1,5}$	0,974	12,298	-	-	0,682	0,122
<i>P. nigra</i>	$BT=338,416 \cdot e^{-35,116/DBH}$	0,910	18,836	2	$1/DBH$	0,814	0,031
<i>P. pinaster</i> Artif. (n=12)	$BT=1,97 \cdot 10^{-4} \cdot DBH^{3,823} \cdot ALT^{0,337}$	0,974	12,175	-	-	0,116	0,056
<i>P. pinaster</i> Nat. (n=28)	$BT=1,101 \cdot 10^{-3} \cdot DBH^4/ALT$	0,973	6,004	2	-	0,174	0,013

Tabla 2: Modelos de regresión ajustados, R<sup>2</sup> ajustado, error estándar asociado a la respuesta, número de casos eliminados, expresión del peso utilizado y p-valores de los estadísticos de Kolmogorov-Smirnov y Levene

Especie	Modelo Propuesto	R <sup>2</sup>	Desv. Tip. Res. (kg)	Modelo Alométrico	R <sup>2</sup>	Desv. Tip. Res. (kg)
<i>P. halepensis</i>	$BT=0,067 \cdot DBH^3/ALT$	0,969	13,06	$BT=0,055 \cdot DBH^{2,36}$	0,939	18,95
<i>P. sylvestris</i>	$BT=0,064 \cdot DBH^{3,3}/ALT^{1,5}$	0,974	12,29	$BT=0,049 \cdot DBH^{2,2}$	0,945	17,97
<i>P. nigra</i>	$BT=338,416 \cdot e^{-35,116/DBH}$	0,910	18,83	$BT=0,131 \cdot DBH^2$	0,895	24,18
<i>P. pinaster</i> Artif.	$BT=1,97 \cdot 10^{-4} \cdot DBH^{3,823} \cdot ALT^{0,337}$	0,974	12,17	$BT=0,00022 \cdot DBH^4$	0,971	12,73
<i>P. pinaster</i> Nat.	$BT=1,101 \cdot 10^{-3} \cdot DBH^4/ALT$	0,973	6,00	$BT=0,014 \cdot DBH^{2,47}$	0,945	10,15
<i>Pinus</i>	$BT=0,148 \cdot DBH^{2,66}/ALT$	0,882	24,46	$BT=0,167 \cdot DBH^{1,9}$	0,850	27,63

Tabla 3: Comparación de los modelos propuestos con los respectivos modelos alométricos

## BIBLIOGRAFÍA

BASKERVILLE, G.L.; 1965. Estimation of dry weight of tree components and total standing crop in conifer stands. *Ecology* 46, 867-869. En: Zianis, D.; Mencuccini, M.; 2004. On simplifying allometric analyses of forest biomass. *For. Ecol. Manage.* 187 (2004) 311–332.

CANADELL, J.; RIBA, M.y ANDRÉS, P.; 1988. Biomass equations for *Quercus ilex* L. in the



Montseny Massif , Northeastern Spain. *Forestry*, Vol. 61, N° 2: 138-147.

CROW, T.R. & LAIDLAY, P.R.; 1980. Alternative models for estimating woody plant biomass. *Can. J. For. Res.* 10 Vol(1980): 367–370.

ESTEBAN, L. y CARRASCO, J.; 2001. Evaluation of crown biomass production in thinnings of cluster pine (*Pinus pinaster* Ait.) in the Spanish northern plateau. *First World Conference on Biomass for Energy and Industry*. Ed by Kyritsis, A.A., et al. Vol. II, 2002-2005.

ESTEBAN, L.; PÉREZ, P.; CIRIA, P. y CARRASCO, J.;2004. *Evaluación de los recursos de biomasa forestal en la provincia de Soria. Análisis de alternativas para su aprovechamiento energético*. Colección Documentos Ciemat. Editorial CIEMAT. Madrid.

GARCÍA, J.; 1981. *Tablas de producción de densidad variable para Pinus sylvestris L. en el Sistema Ibérico*. Comunicaciones INIA Serie: Recursos Naturales N° 10, 47 pp.

GARCÍA, J. L. y GÓMEZ, J.A.; 1989. *Tablas de producción de densidad variable para Pinus pinaster Ait en el Sistema Central*. Comunicaciones I.N.I.A. Serie: Recursos Naturales N° 47, 45 pp.

GÓMEZ, J.A.; 1996. *Pinus nigra Arn. en el Sistema Ibérico: tablas de crecimiento y producción*. Monografías INIA, n° 93, 106 pp.

GONZÁLEZ, I.; 1988. *Tablas ponderales para la estimación de la biomasa de rebollo (Quercus pyrenaica Willd.) en la provincia de León*. Instituto Nacional de Investigaciones Agrarias. Serie Recursos naturales; 50, 56pp. Madrid. ISBN 8474983231.

IDAE; 1999. *Plan de Fomento de las Energías Renovables en España*. Editorial IDAE serie Difusión IDAE. Madrid.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC); 2003. *Good Practice Guidance for Land Use, Land-Use Change and Forestry*. Published by the Institute for Global Environmental Strategies (IGES). Kanagawa. (ISBN 4-887888-003-0).

JOOSTEN, R.; SCHUMACHER, J.; WIRTH, C. & SCULTE, A.; 2004. Evaluating tree carbon predictions for beech (*Fagus sylvatica* L.) in western Germany. *For. Ecol. Manage.* 189 (2004) 87-96.

KETTERINGS, Q.M; COE, R.; VAN NOORDWIJK, M.; AMBAGAU, Y. & PALM, C.A.; 2001. Reducing uncertainty in the use of allometric biomass equations for predicting above-ground biomass in mixed secondary forests. *For. Ecol. Manage.* 146 (2001) 199-209.

MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE; 1996. *Segundo Inventario Forestal Nacional. 1986-1995. Aragón. Teruel*. Dirección General de Conservación de la Naturaleza. Madrid.

MINISTERIO DE MEDIO AMBIENTE; 2004. *Plan Forestal Español*. Dirección General de Conservación de la Naturaleza. Madrid. (ISBN: 84-8014-536-6).

MONTERO, G.; CAÑELLAS, I. & RUIZ-PEINADO, R.; 2001. Growth and yield models for *Pinus halepensis* Mill. Investigación Agraria: *Sistemas y Recursos Forestales* Volumen 10 (1) 179-200

PERALA, D.A. & ALBAN, D.H.; 1994. Allometric biomass estimators for aspen-dominated ecosystems in the Upper Great Lakes. U.S. Forest Service. North Central Forest Experiment Station. Research Paper NC-314.

PARRESOL, B.R.;1999. Assessing tree and stand biomass: A review with examples and critical comparisons. *Forest Science*, 45 (4):573-593, November 1999.

TER-MIKAELIAN, M.T. & KORZUKHIN, M.D.; 1997. Biomass equations for sixty-five North American tree species. *For. Ecol. Manage.* 97 (1997) 1–24.

ZIANIS, D. & MENCUCCINI, M.; 2004. On simplifying allometric analyses of forest biomass. *For. Ecol. Manage.* 187 (2004) 311–332.