



Universidad de Valladolid

PROGRAMA DE DOCTORADO EN

Conservación y Uso Sostenible de Sistemas Forestales

TESIS DOCTORAL:

**Efecto de la eficiencia de crecimiento, la
competencia y el muestreo en el análisis de la
evolución de masas forestales de la península
ibérica**

Presentada por

Ángel Cristóbal Ordóñez Alonso para optar al grado de

Doctor por la Universidad de Valladolid

Dirigida por:

Dr. Felipe Bravo Oviedo

A Felipe,
por hacer posible lo improbable

A mis padres,
por todo

Agradecimientos

Es tan larga la lista de personas que me han ayudado y apoyado que estoy seguro de que voy a olvidarme de alguien, mil disculpas...

En primer lugar, quiero agradecer a Felipe poder escribir esto, porque me ha ayudado y apoyado siempre, desde el primer proyecto fin de carrera allá por 1995... y me ha empujado a terminar, poniendo las condiciones imprescindibles para hacerlo posible.

También quiero agradecer a Leonor y Sonia la revisión de la tesis y los consejos que han ayudado a mejorarla.

Y a los amigos que en este último empujón han revisado el documento y aportado comentarios muy valiosos, gracias Andrés, y encontrado errores e inconsistencias y ha revisado y formateado la bibliografía, gracias Ana.

A Hans, su aportación en la finalización de esta tesis es incalculable. Además, siempre que viene a Palencia ilumina el despacho y lo llena de alegría.

A Doug, Felipe y Valentín por su apoyo en el artículo que acompaña a la tesis.

A Miren que siempre se ha ofrecido a ayudarme y nunca ha dejado de preguntar y darme ánimos.

A los compañeros del laboratorio, que en esta última etapa han tenido que cargar con un montón de tareas en las que no he podido ayudar.

A los compañeros del pasillo, cada uno a su manera ha ayudado a que esto llegue a su fin.

A todos los doctorandos que han pasado por aquí, y que no nombraré para no olvidarme de nadie.

Y finalmente a esos compañeros del trabajo de campo, a los casi fijos, Iñigo, Andrés, Luisfer y Ana, y a los que ayudaron en alguna ocasión, que fueron muchos. Sin vuestra ayuda en la recogida de los datos, utilizados en esta y en otras tesis anteriormente, esto hubiera sido imposible. Pero sobre todo por esos buenos ratos, todos ellos inolvidables.

GRACIAS.

Índice general

Índice general	1
Tabla de figuras.....	4
Índice de tablas.....	7
Resumen	10
Summary.....	12
1 Introducción.....	14
1.1 Análisis de los factores de expansión de las parcelas del Inventario Forestal Nacional español.....	19
1.2 Competencia en masas puras y regulares de pinos mediterráneos	26
1.3 Estructura y eficiencia de crecimiento	31
2 Objetivos.....	35
3 Material y métodos	36
3.1 Datos. Parcelas observacionales.....	36
3.1.1 Parcelas temporales en hayedos puros	37
3.1.2 Parcelas temporales en pinares de pino piñonero	37
3.1.3 Parcelas permanentes en pinares (red de parcelas de producción del ICIFOR-INIA, CSIC)	39
3.1.4 Parcelas permanentes en pinares (red de dinámica forestal del grupo SMART Ecosystems)	39
3.1.5 Parcelas permanentes en quejigares y rebollares (red de parcelas de producción del ICIFOR-INIA, CSIC)	41
3.1.6 Datos sintéticos	41
3.2 Procedimientos previos	44
3.2.1 Factores de expansión.....	44
3.2.2 Estimación de los parámetros de las distribuciones diamétricas.....	45
3.2.3 Variables relacionadas con el diámetro normal, <i>dbh</i>	47
3.2.4 Estimación del volumen	47

Índice general

3.2.5	Estimación de la productividad	48
3.2.6	Backdating	49
3.2.7	Crecimiento y eficiencia	50
3.2.8	Patrón de distribución espacial	51
3.2.9	Índices de competencia independientes de la distancia (DICI)	52
3.2.10	Índices de competencia dependientes de la distancia (DDCI)	53
3.2.11	Variables de copa, ocupación, respiración e índice de área foliar	54
3.2.12	Estructura	54
3.2.13	Características de las variables	58
3.3	Métodos estadísticos.....	62
3.3.1	Análisis del error en la estimación de variables.	62
3.3.2	Regresión lineal generalizada.....	63
3.3.3	Análisis de la hipótesis de dominancia	67
3.3.4	Regresión lineal mixta de medidas repetidas.....	69
3.3.5	Regresión lineal mixta de medidas repetidas y efectos aleatorios	71
3.3.5.1	Análisis del crecimiento en volumen	72
3.3.5.2	Análisis de la eficiencia del crecimiento	72
4	Resultados	74
4.1	Análisis de los factores de expansión del IFN (Estudio I)	74
4.1.1	Efecto de los factores de expansión en la densidad	74
4.1.1.1	Parcelas inventariadas.....	74
4.1.1.2	Parcelas sintéticas.....	76
4.1.2	Efecto de los factores de expansión en el área basimétrica	78
4.1.2.1	Parcelas inventariadas.....	78
4.1.2.2	Parcelas sintéticas.....	81
4.1.3	Efecto de los factores de expansión en la distribución diamétrica	82
4.1.3.1	Parcelas inventariadas.....	82
4.1.3.2	Parcelas sintéticas.....	85
4.2	Crecimiento en área basimétrica (Estudio II)	87

Índice general

4.3	Distribución espacial y eficiencia de crecimiento (Estudio III)	90
4.3.1	Análisis del coeficiente de dominancia en el crecimiento	90
4.3.2	Crecimiento en volumen a nivel de masa	91
4.3.3	Crecimiento en volumen a nivel de árbol.....	94
4.3.4	Eficiencia de crecimiento a nivel de árbol.	96
5	Discusión	105
5.1	Inventario Forestal Nacional español.....	105
5.1.1	Estudio de la densidad	106
5.1.2	Estudio del área basimétrica.....	106
5.1.3	Estudio de la distribución diamétrica.....	107
5.1.4	Análisis del tamaño óptimo de la parcela.....	110
5.2	Competencia en masas puras y regulares de pinos mediterráneos	111
5.3	Estructura y eficiencia de crecimiento en masas puras y regulares	114
6	Conclusiones	121
	Referencias bibliográficas.....	123

Tabla de figuras

Figura 1. Parcelas en masas de pino negral (Bayubas de abajo, Soria) y pino silvestre (Pinargrande, Soria) establecidas para estudiar competencia y estructura.....	16
Figura 2. Estructura general de la tesis.....	18
Figura 3. Diseño de las parcelas de radio variable del IFN	23
Figura 4. Distribución de parcelas del IFN en el norte de Aragón. Resaltadas en marrón parcelas de distintas especies de pino. Imagen obtenida de la aplicación Forest Explorer https://forestexplorer.gsic.uva.es	24
Figura 5. Objetivos específicos desarrollados en la tesis para abordar el objetivo general: Conocer el impacto de la estructura espacial de los rodales forestales en la simulación de itinerarios selvícolas.....	35
Figura 6. Parcelas de dinámica forestal del grupo SMART Ecosystems iuFOR, Universidad de Valladolid.	40
Figura 7. Distintas fases de establecimiento de parcelas	41
Figura 8. Diagrama del proceso de backdating	50
Figura 9. Cálculo del coeficiente de dominancia de crecimiento (GDC).	56
Figura 10. Gráficos GDC para masas de pino silvestre en diferentes rangos de edad: i) menos de 40 años, ii) entre 40 y 70 años, iii) entre 70 y 120 años, y iv) más de 120 años.	68
Figura 11. Gráficos GDC para masas de pino negral en distintos rangos de edad: i) menos de 50 años, ii) entre 50 y 70 años, iii) entre 70 y 120 años, y iv) más de 120 años.....	69
Figura 12. Características de los errores relativos de la estimación	75
Figura 13. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del número de árboles por hectárea en función del radio de la parcela (se han utilizado las 52 parcelas reales de radio 25 metros).	76
Figura 14. Principales características de los errores relativos de la estimación del número de árboles por ha (gráfico de la derecha) y del área basimétrica (gráfico de la izquierda) para cada tipo de parcela simulada (Poisson y regular).	77
Figura 15. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del número de árboles por ha. en función del radio de la parcela	

Tabla de figuras

y del tipo de parcela simulada. A la izquierda aparecen los intervalos para las parcelas de tipo Poisson y a la derecha para las parcelas de tipo regular.	78
Figura 16. Principales características de los errores relativos de la estimación del área basimétrica para cada tipo de masa utilizando parcelas reales. Abreviaturas como en la tabla 3.	80
Figura 17. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del área basimétrica (gráfico de la derecha) en función del radio de la parcela (se han utilizado las 52 parcelas reales de radio 25 metros).	81
Figura 18. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del área basimétrica en función del radio de la parcela y del tipo de parcela simulada. A la izquierda aparecen los intervalos para las parcelas de tipo Poisson y a la derecha para las parcelas de tipo regular.	81
Figura 19. Parcelas inventariadas. Intervalo de confianza al 95 % e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo.	84
Figura 20. Parcelas distribución espacial Poisson. Intervalo de confianza al 95 % e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo.	86
Figura 21. Parcelas distribución espacial regular. Intervalo de confianza al 95 % e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo.	86
Figura 22. Coeficiente de dominancia del crecimiento representado frente a la edad. En gris las parcelas con valores no significativamente diferentes de 0 tras el bootstrapping en esta y las siguientes gráficas	90
Figura 23. Coeficiente de dominancia del crecimiento representado frente al índice de densidad del rodal.....	91
Figura 24. Coeficiente de dominancia del crecimiento representado frente a la productividad (SI)	91
Figura 25. Incremento de volumen de parcela para a) pino silvestre y para b) pino negral por altura inicial media e índice de sitio. Cada gráfico representa un nivel diferente de otras covariables, incluyendo la superficie inicial del fuste (m^2m^{-2}), la cobertura del dosel y la superficie de la copa (m^2m^{-2}). Incremento del volumen de las parcelas de pino silvestre según la altura inicial media y el índice de sitio. Cada gráfico representa un nivel diferente de otras covariables, incluyendo el área basal inicial (m^2m^{-2}), la cobertura del dosel y el área de superficie de la copa (m^2m^{-2}).	93

Tabla de figuras

Figura 26. Incremento periódico anual del volumen arbóreo para: a) Pino silvestre por altura media e índice de sitio; y b) Pino negral por dbh medio e índice de sitio. Cada gráfico representa un nivel diferente de otras covariables, incluyendo la superficie del fuste (m^2m^{-2}), la cobertura del dosel y la superficie de la copa (m^2m^{-2}). Compara el efecto de dos variables de estructura.	96
Figura 27. Gráfico de eficiencia del crecimiento para el Pino silvestre y el Pino negral. Compara el efecto alternativo de dos variables de estructura.	98

Índice de tablas

Tabla 1. Listado de fuentes de datos utilizadas en los diferentes estudios.....	38
Tabla 2. Datos medios de los parámetros previos para la simulación de las 896 parcelas sintéticas.....	43
Tabla 3. Listado de cálculos utilizados en los diferentes estudios.....	46
Tabla 4. Ecuaciones utilizadas para el cálculo de la productividad y de variables ausentes en los estudios II y III.....	47
Tabla 5. Índices de competencia independientes de la distancia (DICI).....	52
Tabla 6. Listado de índices de competencia dependientes de la distancia (DDCI).....	53
Tabla 7. Ecuaciones y variables de estructura a nivel de árbol utilizadas en el estudio III. La parte superior contiene variables a nivel de árbol, mientras que la inferior hace referencia a variables de rodal.....	56
Tabla 8. Características dasométricas de las parcelas utilizadas en el estudio I.....	58
Tabla 9. Características generales de las clases y distribuciones diamétricas de las parcelas inventariadas.....	58
Tabla 10. Características de las variables utilizadas en el estudio II.....	60
Tabla 11. Estadística descriptiva de variables y atributos de estructura a nivel de árbol utilizadas en el estudio III.....	61
Tabla 12. Estadística descriptiva de variables y atributos de estructura a nivel de rodal empleados en el estudio III.....	61
Tabla 13. Listado de métodos estadísticos utilizadas en los diferentes estudios.....	62
Tabla 14. Errores relativos en el número de árboles por hectárea utilizando las sucesivas expansiones respecto a la parcela circular del mismo tamaño máximo.....	74
Tabla 15. Comparación de varianzas de las sucesivas extensiones para el número de árboles por hectárea utilizando las 52 parcelas reales con radio máximo igual a 25 m.....	76
Tabla 16. Errores relativos en el número de árboles por hectárea para las parcelas sintéticas.....	77
Tabla 17. Comparación de varianzas entre tipo de distribución espacial para el número de árboles por ha en cada una de las expansiones.....	78

Índice de tablas

Tabla 18. Comparación de varianzas de las sucesivas expansiones para el número de árboles por hectárea en cada una de las distribuciones espaciales.	78
Tabla 19. Errores relativos en el área basimétrica utilizando expansiones basadas en el radio de 25 metros de las parcelas reales. Abreviaturas y símbolos como en la Tabla 14	79
Tabla 20. Comparación de varianzas de las sucesivas extensiones para el área basimétrica utilizando las 52 parcelas reales con radio máximo igual a 25 m.....	80
Tabla 21. Errores relativos en el área basimétrica para las parcelas sintéticas.....	81
Tabla 22. Comparación de varianzas de las distribuciones espaciales para el área basimétrica por ha en cada una de las expansiones.	82
Tabla 23. Comparación de varianzas de las sucesivas expansiones para el área basimétrica en cada una de las distribuciones espaciales.....	82
Tabla 24. Resumen de clases diamétricas en las que la estimación del número de pies es sesgada.....	82
Tabla 25. Resumen de clases diamétricas en las que la estimación del número de pies es sesgada.....	85
Tabla 26. Ajustes de las regresiones de crecimiento en área basimétrica con índices DIC188	
Tabla 27. Ajustes de las regresiones de crecimiento en área basimétrica añadiendo DDCI	89
Tabla 28. Variables y estadísticos de ajuste del modelo base para predecir el crecimiento del volumen del tronco de pino negral y pino silvestre a nivel de parcela. variables significativas $\alpha=0.05$). Variables incluidas en el modelo base (1): SI, ln(iBSA), ln(CANCOV), iCSA; base (2): SI, ln(iBSA), ln(CANCOV), ln(iCSA).....	92
Tabla 29. Variables y estadísticas de ajuste de los modelos lineales mixtos ampliados con variables de estructura para predecir el crecimiento del volumen del tronco de los árboles individuales de Pino negral y Pino silvestre (todas las variables son significativas a $\alpha=0.05$). Variables incluidas en modelo base(1): SI, log(vol), log(bsa), csa; base(2): SI, log(bsa), log(csa), log(treelai).....	95
Tabla 30. Variables y estadísticos de ajuste de modelos lineales mixtos ampliados con variables de estructura para predecir la eficiencia del crecimiento individual del Pino negral y del Pino silvestre a nivel de árbol (variables significativas a $\alpha=0.05$). Variables incluidas en el modelo base(1): SI, lv, lbsa, ellconesa, treelai2; base(2): SI, v, lbsa, lllconesa, ltlai2...	97

Índice de tablas

Tabla 31. Modelos mixtos a nivel de rodal para el crecimiento en volumen del Pino silvestre. Las ecuaciones base y las dos expansiones con variables estructurales incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.....	99
Tabla 32. Modelos mixtos a nivel de rodal para el crecimiento del volumen del rodal de pino negral. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.....	100
Tabla 33. Modelos mixtos a nivel de árbol para el crecimiento en volumen del Pino silvestre. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.....	101
Tabla 34. Modelos mixtos a nivel de árbol para el crecimiento en volumen del Pino negral. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.....	102
Tabla 35. Modelos mixtos a nivel de árbol para la eficiencia del crecimiento del Pino silvestre. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones y errores de efectos fijos, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre valores observados y predichos.....	103
Tabla 36. Modelos mixtos a nivel de árbol para la eficiencia del crecimiento del Pino negral. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables estructurales incluyen: i) estimaciones y errores de efectos fijos, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre valores observados y predichos.....	104
Tabla 37. parcelas del IFN con pies mayores de 42,5 cm	110

Resumen

Esta tesis está formada por tres estudios que abordan diferentes cuestiones clave para la gestión forestal, como son la eficiencia del inventario y el análisis del crecimiento, desde dos enfoques diferentes, la influencia de la competencia y la eficiencia del crecimiento.

Los datos del Inventario Forestal Nacional (IFN) son una valiosa fuente de información que se ha utilizado tanto en la gestión como en trabajos de investigación. En el estudio I de la tesis y a partir de numerosas parcelas, tanto observacionales como sintéticas, se ha analizado la eficiencia en la estimación de variables de masa y de la distribución diamétrica con las parcelas de radio variable utilizadas en el IFN. También se ha analizado la posibilidad de reducir el tamaño de las parcelas del IFN a 15 m sin perder eficiencia. Los resultados obtenidos indican que las estimaciones de variables son insesgadas para la mayoría de los casos estudiados, y que es posible obtener buenos resultados sin utilizar la subparcela de 25 m. Sin embargo, existen masas con condiciones especiales que requerirían de la utilización de una alternativa, como el muestreo relascópico, si se eliminara esta última corona.

El empleo de simulaciones selvícolas es de gran interés para la gestión forestal, y los modelos de crecimiento son una pieza clave para su utilización. En el estudio II utilizamos los datos de casi 200 parcelas de pino negral y pino silvestre instaladas en masas puras y regulares para estudiar el efecto de la competencia en el crecimiento. Se ha analizado la distribución espacial de cada parcela y el efecto de mejora que tiene en la ecuación de crecimiento la inclusión de índices de competencia, tanto dependientes como independientes de la distancia, así como la forma en la que se eligen los competidores. Los resultados obtenidos indican que es muy importante la distribución espacial a la hora de elegir un índice de competencia independiente de la distancia. También podemos resaltar la importancia del temperamento de la especie en la efectividad del índice dependiente de la distancia, siendo más efectivos los basados en la copa para las masas de pino silvestre. El método de selección de vecinos más eficiente fue el basado en la triangulación de Delaunay.

Resumen

El conocimiento de la eficiencia del crecimiento de cada árbol, o por unidad de uso de recursos, sirve de base para las estrategias de gestión silvícola que buscan maximizar el crecimiento de los árboles y de la masa. En el estudio III analizamos las mismas masas que en el estudio anterior para evaluar la hipótesis de dominancia en el crecimiento, la relación entre la estructura del rodal y el crecimiento, y la relación entre la estructura y la eficiencia del crecimiento. Los resultados revelaron que la uniformidad en las clases de tamaño tiene un impacto negativo sobre el crecimiento en ambas especies, mientras que el tamaño de los individuos tuvo un efecto claro sobre la eficiencia de crecimiento en las masas de pino silvestre, aunque algo más incierto en el caso de pino negral. A nivel operativo, nuestros resultados destacan cómo la intensidad de la clara es más importante que el método de clara en los pinares mediterráneos y cómo la clara puede beneficiar la provisión de múltiples servicios ecosistémicos. También recomendamos integrar los efectos de la dominancia sobre el crecimiento en la modelización de árboles individuales.

Summary

This thesis consists of three studies that address different key issues for forest management, such as inventory efficiency and tree growth analysis, from two different approaches, the influence of competition and growth efficiency.

National Forest Inventory (NFI) data are a valuable source of information that has been used in both management and research work. In study I of the thesis and using data from several plots, both observational and synthetic, the efficiency in the estimation of stand variables and diameter distribution has been analyzed with the variable radius plots used in the NFI. The possibility of reducing the size of the IFN plots to 15 m without losing efficiency has also been analyzed. The results obtained indicate that the variable estimates are unbiased for most of the cases studied, and that it is possible to obtain good results without the use of 25 m subplot. However, there are stands with special conditions that would require the use of an alternative, such as relascope sampling, if this last subplot were eliminated.

The use of silvicultural simulations is of great interest for forest management, and growth models are a key element for their use. In study II we used data from almost 200 plots of black pine and Scots pine installed in pure and regular stands to study the effect of competition on growth. We studied the spatial distribution of each plot and the improvement effect on the growth equation of the inclusion of competition indices, both dependent and independent of distance, as well as the way in which competitors are chosen. The results obtained indicate that spatial distribution is very important when choosing a distance-independent competition index. We can also highlight the importance of the temperament of the species in the effectiveness of the distance-dependent index, being more effective those based on the crown for Scots pine stands. Delaunay triangulation was the neighbor selection method which better performed.

Knowledge of individual tree growth efficiency, or growth per unit of resource utilization, can inform silvicultural management strategies to maximize tree and stand growth. In study III we analyzed the same stands used in the previous study, to examine the dynamics of the dominance hypothesis, the relationship between stand structure and growth, and the relationship between structure and growth efficiency. Our main results

Summary

revealed a negative impact of size class uniformity on stand growth in both Scots pine and Mediterranean pine, while the positive effect of tree size on growth efficiency was supported for Mediterranean pine stands but uncertain for Scots pine. At the operational level, our results highlight how thinning intensity is more important than thinning method in Mediterranean pine forests and how thinning can benefit the provision of multiple ecosystem services. We also recommend integrating the effects of dominance on growth in the modeling of individual trees.

1 Introducción

La ciencia forestal se ha basado históricamente en el análisis y predicción de la producción de madera, dando soporte a decisiones selvícolas que permiten avanzar hacia la optimización del rendimiento mientras se asegura la persistencia de las masas forestales. En los últimos años ha crecido la preocupación por los cambios en las condiciones climáticas y sociales que afectan directamente al monte, cambiando tanto la productividad como los objetivos que se persiguen al gestionarlo. El manejo de los ecosistemas terrestres gestionados (agrícola, forestal y otros usos del suelo) es fundamental en la lucha contra el cambio climático, ya que puede reducir las emisiones de gases de efecto invernadero al tiempo que sigue proveyendo de materias primas, si se aplican cuidadosamente las medidas de mitigación aconsejadas en los informes del Panel Intergubernamental para el Cambio Climático (IPCC). El sector puede mitigar entre un 20 y un 30 % de las emisiones de gases de efecto invernadero en escenarios de 1,5 a 2°C de aumento de temperatura (Nabuurs *et al.* 2022).

La primera herramienta necesaria para mejorar los sistemas forestales es la que nos permite conocer el estado y la cuantía del recurso que se pretende gestionar. El inventario forestal nos permite adquirir esos conocimientos necesarios para la gestión. Durante las últimas décadas, este ha sufrido una drástica evolución ligada a las nuevas necesidades derivadas de nuevos objetivos de gestión, al desarrollo tecnológico por un lado y a la capacidad de aplicar técnicas estadísticas por otro (Kershaw *et al.* 2016). El diseño de los inventarios es fundamental para optimizar los escasos recursos económicos que siempre aquejan al sector forestal, por lo que es necesario mantener un equilibrio razonable entre el esfuerzo de recogida y análisis de datos y los resultados que se esperan obtener, incluyendo, en el caso de aplicar técnicas de muestreo, el error esperado en las estimaciones. A nivel nacional, el Inventario Forestal recoge la mayor información posible sobre la situación, propiedad y protección, características naturales, estado legal, probable evolución y capacidad de producción de los recursos forestales. Esta información supone un pilar fundamental en la toma de decisiones de política forestal y es requisito para satisfacer la demanda de datos estadísticos del país, tanto internamente como para cumplir con los compromisos de información internacionales (p.ej., con la Unión Europea o con Naciones Unidas - FAO). Además, el Inventario

Introducción

Forestal Nacional en España (IFN) es una herramienta de incalculable valor científico, ya que desde su segunda edición tiene un diseño de inventario forestal continuo donde las parcelas se remiden periódicamente (aproximadamente cada 10 años) y sirven como fuente de información en numerosas publicaciones científicas (casi 200 artículos indexados hasta el momento). Dado el creciente interés en el uso científico de los datos del IFN, parece razonable plantearse cómo de eficiente es su diseño de muestreo, si puede ser acertada su utilización en otros contextos de muestreo forestal o si se puede mejorar su eficiencia.

Otro factor fundamental para conocer y controlar la dinámica de los ecosistemas forestales es el estudio de la competencia intra e interespecífica (Bravo *et al.* 2001; Pretzsch 2013 y 2022; Cattaneo *et al.* 2020). Podemos conocer la evolución de los rodales forestales con el desarrollo y aplicación de modelos de crecimiento y producción que permiten simular su evolución con el tiempo (Weiskittel *et al.* 2011; Bravo *et al.* 2019). Para incluir la competencia se pueden utilizar dos enfoques: i) en dos pasos, primero analizando el crecimiento potencial en árboles sin competencia y posterior inclusión del efecto de la competencia mediante un coeficiente modulador; o ii) un análisis directo con los árboles creciendo en el interior de una masa forestal. En el primer caso se desarrolla una ecuación de crecimiento potencial con datos de árboles aislados y posteriormente se calcula la competencia como un factor que lo limita. Con el segundo enfoque se ajustan las ecuaciones directamente para árboles incluidos en una masa forestal incluyendo variables que pueden afectar al crecimiento (Wykoff 1990; Biging y Dobberting 1995; Weiskittel *et al.* 2011). Las variables utilizadas habitualmente en este tipo de análisis son tamaño, vigor, productividad y competencia.

Además del manejo de la competencia entre individuos, otra pieza clave en la gestión forestal es el manejo de la estructura a través de la selvicultura (O'Hara 2014; Achim *et al.* 2022). El control y modificación de la estructura permite controlar la producción primaria neta (Maguire y Batista 1996; Maguire and Bennet 1996; Ryan y Yoder 1997; Ryan *et al.* 1997; Xu and Harrington 1998; Ryan *et al.* 2004; Garber and Maguire 2005; Bond *et al.* 2007;). Esta manipulación selvícola se consigue habitualmente mediante el control de la densidad de árboles, la distribución de tamaños y la distribución espacial. Las implicaciones que tienen para la eficiencia de crecimiento, tanto a nivel de masa como de árbol individual, se han analizado en muchos tipos de masas forestales (Assman

Introducción

1970; Waring *et al.* 1980; O'Hara 1988; Smith y Long 1989; Long y Smith 1990; Roberts y Long 1992; Roberts *et al.* 1993; Gilmore *et al.* 1996; O'Hara 1996; Maguire *et al.* 1998; Mainwaring y Maguire 2004).



Figura 1. Parcelas en masas de pino negral (Bayubas de abajo, Soria) y pino silvestre (Pinargrande, Soria) establecidas para estudiar competencia y estructura

Aunque es muy importante la obtención y mejora de modelos de crecimiento y producción fiables que permitan apoyar una gestión forestal eficiente, es fundamental conocer la fiabilidad y precisión de los datos con los que usaremos esos modelos. Se ha analizado la precisión en la estimación de variables de masa a partir de datos del IFN (Bravo *et al.* 2002), pero es necesario comprobar la fiabilidad en las estimaciones de variables de árbol individual.

Se han desarrollado modelos de crecimiento y producción de las principales especies forestales españolas (Bravo *et al.* 2011), pero hasta hace poco, la herramienta de gestión forestal más empleada era la tabla de producción que están diseñadas para su uso en masas regulares (Matthews *et al.* 2016) y que en España han sido, y aún lo son, utilizadas de forma extensa (Rojo y Montero 1994; Madrigal *et al.* 1999; Bravo *et al.* 2011). En los últimos años se ha implementado software informático específico, que acerca los resultados científicos a gestores y propietarios, en algunos casos mediante la implementación a través de herramientas web como SIMANFOR (<https://www.simanfor.es/> Bravo *et al.* 2012), que permite el uso de cualquier modelo de crecimiento y producción si se dispone de una adecuada conexión a internet. Esta

Introducción

herramienta, tras su última transformación, ha pasado a ser multiplataforma, lo que le añade versatilidad y permite su uso en entornos de supercomputación. El acceso a SIMANFOR es libre y gratuito de forma que cualquier modelizador puede probar sus modelos y compartir su uso con gestores y propietarios.

A continuación, vamos a detallar los avances en estos tres estudios en los que se divide la tesis: (i) el análisis de los factores de expansión de las parcelas del IFN español en la estimación de variables fundamentales, (ii) el estudio de la competencia en masas puras y regulares de pinos mediterráneos, y (iii) el análisis del efecto de la estructura forestal en crecimiento y la eficiencia en las masas forestales de las dos especies analizadas en el apartado anterior. En la infografía de la Figura 2 se puede ver el encuadre de la tesis y la relación entre cada estudio con la gestión forestal

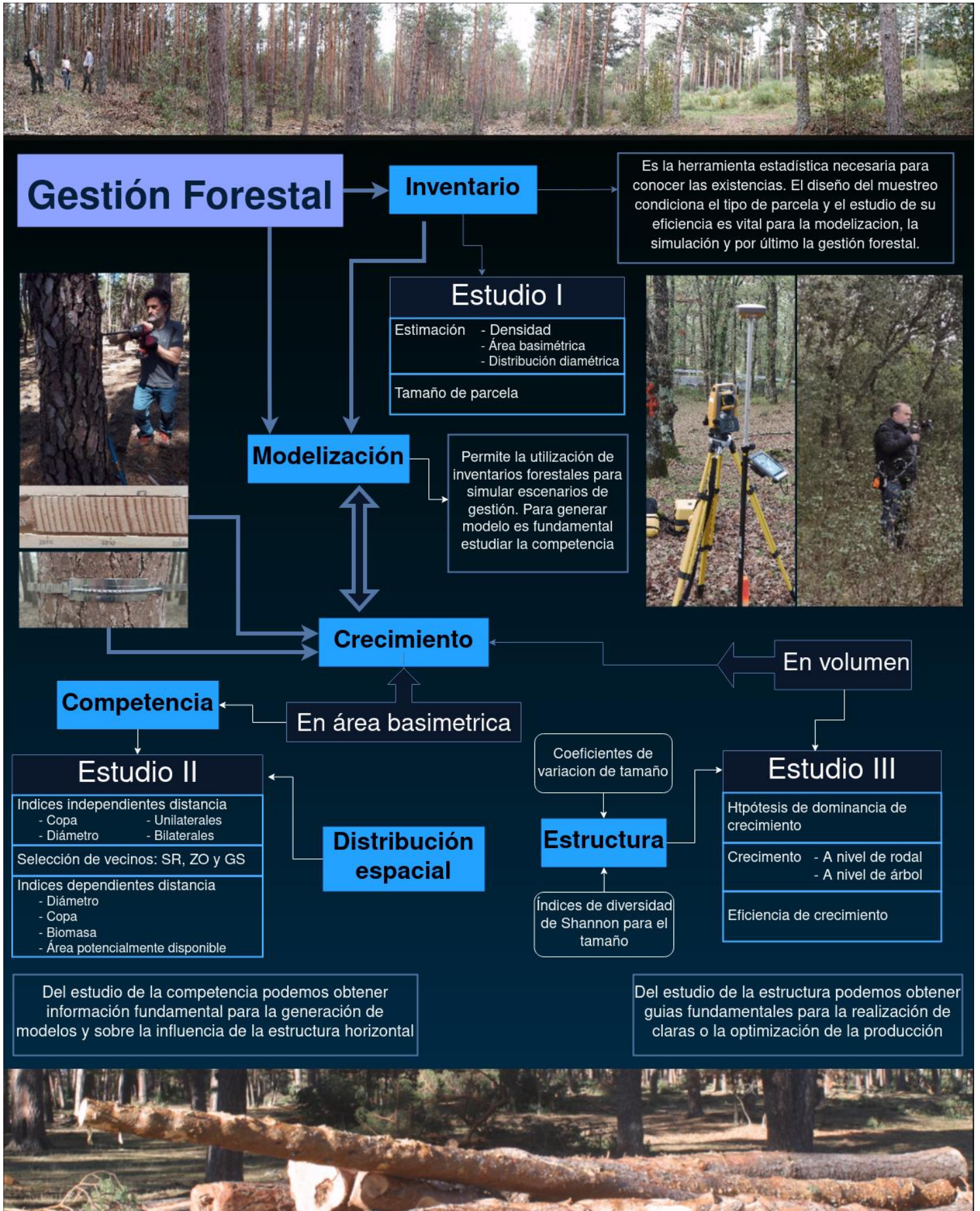


Figura 2. Estructura general de la tesis

1.1 Análisis de los factores de expansión de las parcelas del Inventario Forestal Nacional español

Uno de los ejes en los que se basa la Gestión Forestal es entender qué productos se pueden obtener de los bosques y en qué cantidad y calidad, para mejorar y mantener su producción. Para responder a estas preguntas se utiliza el inventario forestal, que puede realizarse de dos maneras: una exhaustiva, contando y midiendo todos los árboles del bosque; y otra utilizando métodos que permiten estimar la estructura y los productos forestales sin contar cada árbol. Para esto último es necesario emplear herramientas estadísticas que permitan estimar la cantidad y calidad de los productos con pequeñas superficies de muestra.

El primer paso de este proceso es diseñar el muestreo a realizar, para después, con las herramientas estadísticas adecuadas, estimar las variables de interés. Como elemento clave tenemos las parcelas, que pueden tener diferentes formas y tamaños. Aunque las parcelas rectangulares son más fáciles y rápidas de replantear en el terreno, sobre todo si son de grandes dimensiones (del orden de la hectárea), son preferibles las circulares por su menor efecto borde, a pesar de que en las parcelas circulares grandes la decisión sobre la inclusión de un árbol que esté en sus límites es a menudo difícil (Kershaw *et al.* 2016). Dentro del grupo de las parcelas circulares, se pueden distinguir dos tipos principales: las de radio fijo, más antiguas y preferidas a escala monte, y las de radio variable, surgidas con el desarrollo del muestreo por conteo angular (Bitterlich 1952) y la aparición del relascopio (Bitterlich 1955) a mediados del siglo XX, ya que son más rápidas y económicas y que además proporciona resultados suficientemente fiables.

Schreuder *et al.* (1993) describen las ventajas de cada método de muestreo, siendo las parcelas de radio fijo más fiables en la estimación del número de árboles por hectárea, la mortalidad, la masa incorporada o el crecimiento, mientras que las parcelas de radio variable son más eficientes para estimar el área basimétrica, el volumen y las cortas. En la misma línea, Kershaw (2016) indica que será más eficiente utilizar una unidad de muestreo en la que los árboles se seleccionen de forma proporcional a la variable en la que estemos más interesados. El mismo autor señala que en un muestreo con parcelas elegidas de forma aleatoria las estimaciones de variables a nivel de rodal utilizando parcelas de radio variable son insesgadas, y se han empleado con buenos resultados en

el estudio del crecimiento (Zumrawi y Hann 1993; Bravo *et al.* 2001; Lizarralde 2008; Rodríguez De Prado *et al.* 2022) y de la mortalidad (p.ej. Hann y Wang 1990; Monserud y Sterba 1999; Bravo *et al.* 2001, Rodríguez De Prado *et al.* 2020). También se han utilizado parcelas de radio variable en el desarrollo de modelos de producción, tanto a nivel de árbol individual como a nivel de rodal completo, para su uso en planificación selvícola (Hann *et al.* 1995; Monserud y Sterba 1999; Cañadas *et al.* 2002), en el análisis de estructuras selvícolas (Rodríguez De Prado *et al.* 2022), el estudio de diferentes servicios ecosistémicos (Herrero y Bravo 2012) y en la evaluación y validación de modelos (Vázquez-Veloso *et al.* 2023).

Los inventarios forestales a gran escala (regionales o nacionales) deben representar una gran variedad de tipos de masa forestal, incluyendo masas de repoblación con distribución regular o regeneración natural con densidades, estructuras y grado de desarrollo muy diversos, desde tallares con distribución por grupos (p.ej. Rebollares y quejigares) hasta en masas con muy pocos árboles por hectárea (p.ej. dehesas) o en masas distribuidas de forma lineal (p.ej. choperas, saucedas u otras plantaciones en riberas). La elección del tipo y el tamaño de la parcela es crucial para obtener toda la información necesaria con una eficiencia estadística razonable y a un coste asumible. Esta circunstancia hace que se considere fundamental estudiar cómo se estiman las variables de masa en distintos tipos de rodales forestales (Bravo *et al.* 2002; Gray 2003; Kershaw *et al.* 2016). En los inventarios forestales nacionales o regionales que se realizan en Europa y Norteamérica se emplean de manera habitual parcelas de radio variable (DGCN 1990; Stierlin *et al.* 1994; Hann *et al.* 1995; Gillespie 1999; Monserud y Sterba 1999; Reams *et al.* 1999; Benos 2001; Drapier y Cluzeau 2001; Rondeux y Lecomte 2001, Alberdi *et al.* 2016 y 2017).

Otro problema que deben afrontar los inventarios a gran escala es intentar captar la variabilidad espacial de las masas. Hay dos estrategias contrapuestas para abordar este reto: utilizar parcelas de gran tamaño o usar una estructura de parcelas pequeñas agrupadas. Ambas estrategias han sido empleadas con éxito. Además, la distancia entre parcelas dentro del grupo debe ser decidida con cuidado ya que por ejemplo Tokola y Shrestha (1999) encontraron que un grupo de tres parcelas dispuestas sobre un triángulo equilátero de 25 m de lado provee muy poca información adicional frente a una única parcela. Sin embargo, Kershaw *et al.* (2016) indican que la distribución espacial de las

subparcelas es una decisión de tipo práctico evitando la instalación de parcelas en lugares que puedan ser perturbados en la fase de instalación (esto es especialmente importante en el estudio de la regeneración que puede ser pisoteada en el centro de la parcela si no ha alcanzado un tamaño que la haga fácilmente visible).

Actualmente los IFN son la principal fuente de información para cubrir las demandas de organismos internacionales como la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO) para realizar la Evaluación de los Recursos Forestales *Forest Resources Assessment* (FRA) y cumplir con las obligaciones derivadas de los compromisos hacia la gestión forestal sostenible y la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre el Cambio Climático (*United Nations Framework Convention on Climate Change* - UNFCCC). FAO lleva emitiendo informes de evaluación de los recursos forestales a nivel mundial desde 1948 hasta la última que por el momento publicó en 2020, y promueve un esfuerzo de armonización necesaria para que los resultados sean comparables. La acción COST E43 “*Harmonisation of National Forest Inventories in Europe: Techniques for Common Reporting*” tenía como objetivos mejorar y armonizar los inventarios forestales nacionales existentes en Europa, para que los inventarios proporcionen información comparable sobre los recursos forestales, apoyar nuevos inventarios que cumplan con los requisitos nacionales, europeos y globales en el suministro de información actualizada, armonizada y transparente y promover el uso de métodos científicamente sólidos y validados en el diseño de inventarios forestales. Los resultados se publicaron en un libro (Vidal *et al.* 2016) y un número especial de *Forest Science* (Vol 58, 2012).

Los inventarios en Europa han evolucionado en un esfuerzo de armonización y mejora, aunque manteniendo la compatibilidad con las ediciones previas en cada país. En los inventarios a gran escala, como los inventarios forestales nacionales, es habitual utilizar diseños con parcelas de radio variable (con 2, 3 o incluso 4 radios) (Gschwantner *et al.* 2022) aunque hay excepciones como Portugal (Tomé *et al.* 2016) o Noruega (Tomter 2016).

Si nos centramos en nuestro caso de estudio, el IFN español, desde sus comienzos en la década de los 60 del siglo XX en los que empezó a evaluar los recursos forestales del país, lleva cuatro ediciones recogiendo información de forma cada vez más exhaustiva y con objetivos cada vez más completos. En la primera edición, de 1965 a 1974 el objetivo

principal era conocer el stock de madera de nuestros bosques, para lo que se estableció un inventario estratificado, en el que se instalaron 65000 parcelas temporales relascópicas, con estratos elegidos sobre una malla provincial a partir de las fotografías aéreas del vuelo americano de 1957 (Alberdi *et al.* 2016). En la segunda edición, 1986-1996, se fijaron las bases para un inventario estratificado continuo, con 84203 parcelas permanentes que se remedirían en las sucesivas ediciones. Además de la información dendrométrica, se empezaron a registrar parámetros de sanidad y calidad de los árboles, así como información del medio físico.

El diseño del inventario está basado en parcelas con una distribución sistemática sobre una malla de un kilómetro de lado. Los estratos y puntos de muestreo se eligieron a partir del Mapa de Cultivos y Aprovechamientos (E 1:50.000) sobre la malla UTM de 1 Km de lado (en el sistema de referencia *European Datum 1950*, que era el empleado en Europa en los años 80 del siglo pasado en que se diseñó la segunda edición del inventario) con presencia de vegetación forestal. En la tercera edición, 1997-2007, para las 95327 parcelas la estratificación se realizó sobre el Mapa Forestal Nacional (MFE) escala 1:50.000, y se aumentó la cantidad de información recogida de acuerdo con los criterios e indicadores acordados en la Conferencia Ministerial de la Protección de los Bosques en Europa. En la cuarta y actual edición, que comenzó en 2008, se emplea como base cartográfica y de definición de estratos el MFE 1:25000, y se espera inventariar unas 98000 parcelas. El objetivo de este inventario es ampliar la información recogida para conocer los servicios que proporcionan los ecosistemas forestales. El aumento del número de parcelas entre las diferentes ediciones se debe tanto a la mejora de la cartografía base, que está progresivamente más centrada en los terrenos forestales y con más nivel de detalle, como al incremento de la superficie forestal experimentada en España en los últimos sesenta años (Alberdi *et al.* 2017)

La información recogida en las parcelas, que desde la Segunda Edición del inventario son permanentes, es de gran importancia para cumplir con los objetivos de información forestal y ecológica para la que ha sido diseñada, pero además es una enorme fuente de información con utilidad científica. El diseño del IFN tiene como unidad de inventario la provincia, en las que se muestrea sistemáticamente una parcela por kilómetro cuadrado de superficie forestal. Como ya se ha comentado antes, la posición de cada parcela sigue la malla UTM de 1 km de lado, y se replantea la parcela siempre que ese punto esté

poblado con especies forestales. Las parcelas son circulares concéntricas de radio múltiple (5, 10, 15 y 25 m de radio como muestra la Figura 3) en ellas se miden todos los árboles cuyo diámetro normal supera el diámetro mínimo inventariable (diámetro superior o igual a 7,5, 12,5, 22,5 y 42,5 cm respectivamente). Estos árboles inventariados se denominan pies mayores. En cada parcela se miden el diámetro a 1,3 m del suelo (*dbh*), la altura total (*ht*) y la posición relativa mediante coordenadas polares (distancia al centro y azimut o ángulo respecto la dirección del norte) de todos los pies inventariables. El diseño de parcelas del IFN, como todos los basados en parcelas de radio variable, necesitan de un artificio llamado factores de expansión que permitan unificar los valores de las variables de las subparcelas y trasladarlos a valores por unidad de superficie, generalmente la hectárea (Kershaw 2016). Estos factores se calculan como la relación entre una hectárea y la superficie de cada subparcela. Los factores de expansión que se deben utilizar son 127,3; 31,8; 14,1 y 5,1 para las coronas de 5, 10, 15 y 25 m respectivamente. Por otra parte, debe considerarse la distribución espacial de las masas forestales, que varía en función del origen de la masa y de los tratamientos selvícolas que se hayan realizado, influyendo en los resultados de la expansión, como ocurre en Maine donde en las últimas décadas se ha gestionado con cortas parciales que generan masas con estructura muy heterogénea (Rice *et al.* 2014).

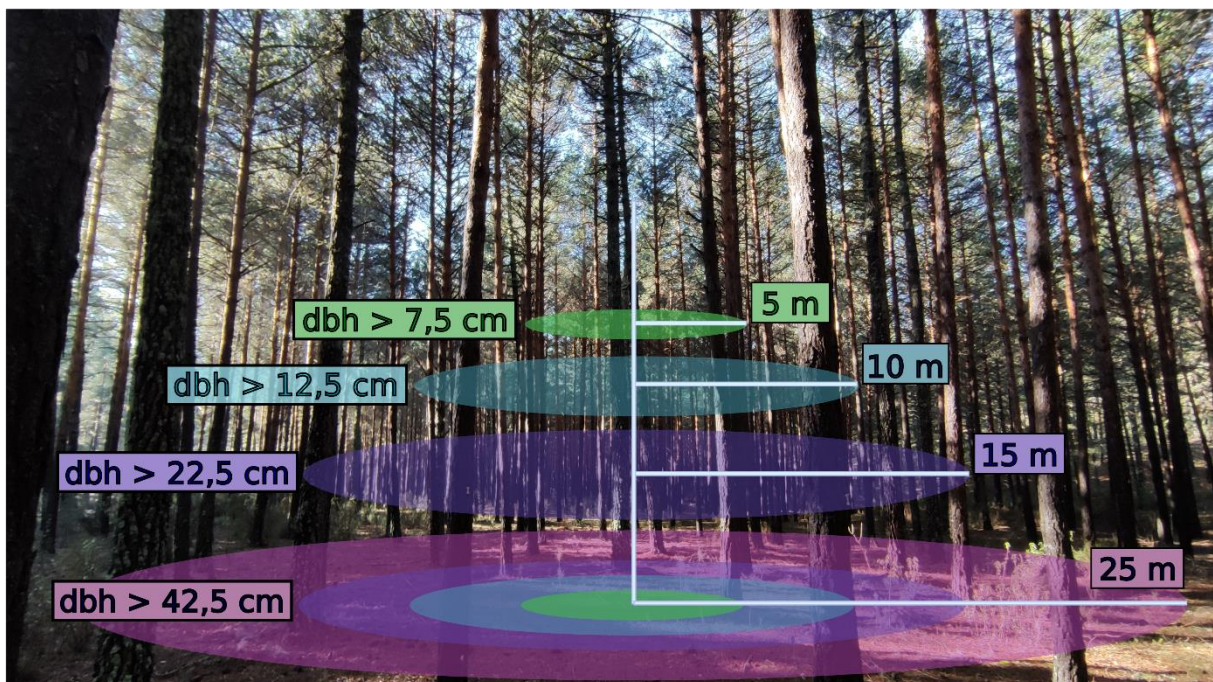


Figura 3. Diseño de las parcelas de radio variable del IFN

En la Figura 4 se pueden ver un ejemplo de visualización de la aplicación web *Forest Explorer* (Vega-Gorgojo *et al.* 2022 <https://forestexplorer.gsic.uva.es/explorer/>) con las teselas y las parcelas del IFN correspondientes a un ejemplo en el que se muestran destacadas en marrón las especies del género *Pinus* presentes en una zona de Aragón.

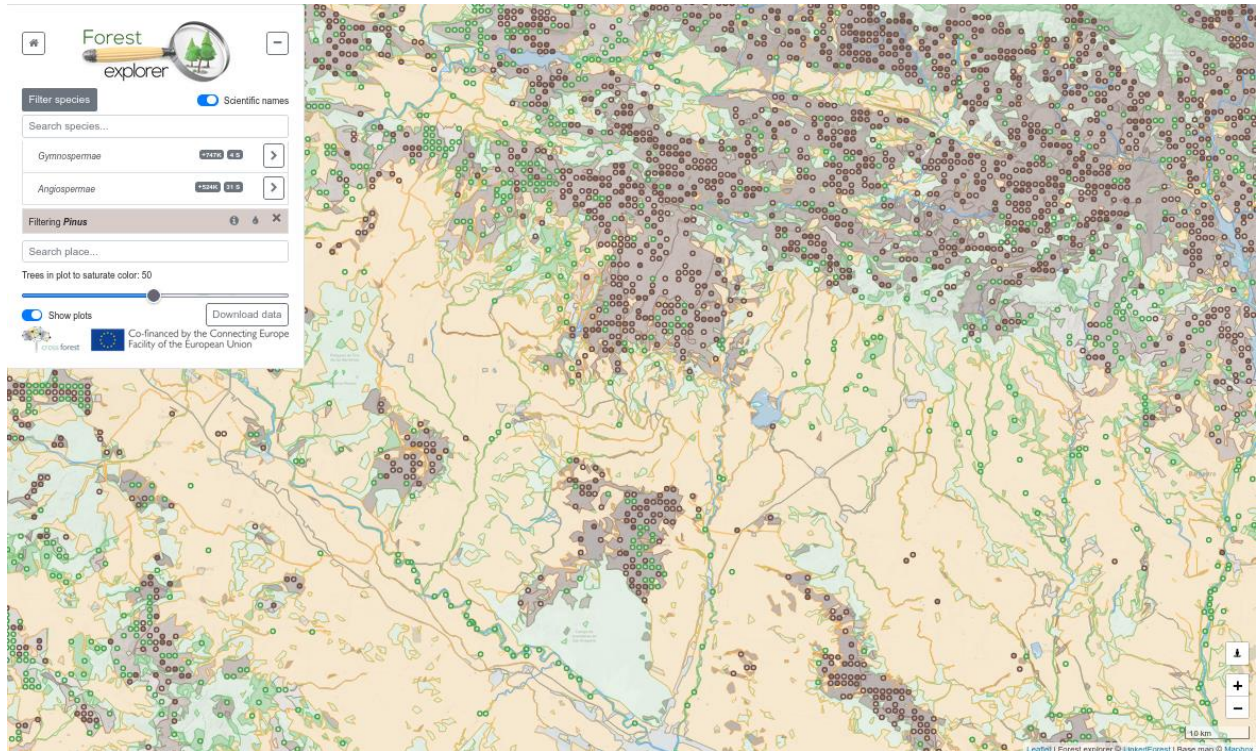


Figura 4. Distribución de parcelas del IFN en el norte de Aragón. Resaltadas en marrón parcelas de distintas especies de pino. Imagen obtenida de la aplicación *Forest Explorer* <https://forestexplorer.gsic.uva.es>

La distribución diamétrica de las masas forestales ha sido ampliamente estudiada, encontrándose en la literatura el ajuste de diversas funciones de probabilidad entre las que se pueden destacar Gamma, Lognormal, Beta, SB de Johnson, A de Charlier y Weibull de 2 y 3 parámetros (Bailey y Dell 1973; Bailey *et al.* 1980; Gadow 1984; Reynolds *et al.* 1988; Laar *et al.* 1989; Tangy Pearson 1992; Álvarez González 1997; Rubín *et al.* 2006; Lima *et al.* 2015). Destaca la distribución de Weibull de tres parámetros (Ortega 1989; García López 1995; Álvarez González 1997; Río 1998; Cao 2004; Nanos y Sjöstedt De Luna 2017; Waldy *et al.* 2022) una de las que más se emplea por la flexibilidad que presenta y los buenos ajustes que proporciona. La estimación de los parámetros de la función Weibull se puede realizar con varios métodos como son el de máxima verosimilitud, percentiles, mínimos cuadrados, métodos gráficos, o momentos (Haan 1986; Devore 1987; Cao 2004). El paquete de R *ForestFit* (Teimouri *et al.* 2020) simplifica la estimación de los parámetros de distribuciones de probabilidad comunes (Weibull de 2 y 3

parámetros, SB de Johnson, ...) utilizadas para modelizar las distribuciones diamétricas. A pesar de lo anterior, es necesario profundizar en el impacto que tiene el diseño de parcelas concéntricas sobre la estimación de la distribución diamétrica y otras variables de los rodales. Por este motivo se hace necesario estudiar el comportamiento de los factores de expansión y el tamaño de la parcela en la estimación de las distribuciones diamétricas. Evaluar el comportamiento de las variables dasométricas transformadas mediante los factores de expansión es fundamental para poder definir con mayor seguridad el número de parcelas concéntricas, así como el de cada subparcela en inventarios a gran escala como el IFN ya que podría suponer un enorme ahorro de costes y tiempo que podrían emplearse para la toma de otras variables de interés.

En la gestión forestal se utilizan parcelas concéntricas de radio múltiple, pero es necesario conocer la influencia de factores como la distribución espacial de los árboles o la densidad para poder emplearlas en la estimación de variables de masa con garantías de fiabilidad. Los datos del IFN han sido utilizados para diversos objetivos como la modelización de diferentes tipos de masas (Ibáñez Ulargui 1987; Cantero *et al.* 1995; Bravo 1999; Cañadas 2000; Bravo y Montero 2001; Bravo *et al.* 2008; Bravo *et al.* 2011; Condés *et al.* 2013; del Río *et al.* 2014, 2019; Condés y del Río 2015; Riofrío *et al.* 2017; Rodríguez de Prado *et al.* 2020, 2022 y 2023; Condés *et al.* 2023), la validación de modelos de crecimiento (Vázquez-Veloso *et al.* 2023), la caracterización dasométrica (Domínguez *et al.* 2001; Prieto *et al.* 2001), la elaboración de diagramas de manejo de densidad (Askarieh *et al.* 2023), la identificación de tipologías estructurales (Reque y Bravo 2008), la optimización del tamaño de parcelas de muestro en inventarios para gestión forestal (Condés y Martínez-Millán 2001; Piqué *et al.* 2017), la caracterización de distribuciones diamétricas (Condés y Martínez-Millán 1997; Nanos y Montero 2002), combinado con otros datos para el estudio de la calidad de la estación (Bravo y Montero 2001), la planificación forestal (Sáenz y Cantero 2001) y la evaluación de biomasa forestal (Herrero y Bravo 2012; Gómez *et al.* 2014)) el estudio de la riqueza de especies y la productividad (Bravo-Oviedo *et al.* 2021) o de la biodiversidad (Gordillo *et al.* 1999 y 2001; Alberdi *et al.* 2014). Por tanto, es fundamental estudiar bien cómo se estiman las variables de masa en distintos tipos de rodales forestales a partir de los datos del IFN.

Son numerosos los estudios en los que se ha evaluado la utilización de parcelas de radio variable como medio para reducir el elevado coste de las tradicionales parcelas de radio

fijo, en combinación con muestreo LiDAR (Deo *et al.* 2016), como una combinación de parcelas de radio fijo y variable (Packard y Radtke 2007), para aumentar la precisión de las estimaciones en zonas de elevada heterogeneidad estructural (Rice *et al.* 2014) o en la comparación entre parcelas relascópicas y de radio fijo (Pique *et al.* 2011). Es necesario continuar evaluando la efectividad del muestreo y la combinación de las distintas alternativas tecnológicas que surgen de forma continua.

El objetivo del estudio es analizar el efecto del diseño de parcelas del IFN en el error cometido en estimar variables forestales de interés, y la evaluación del tamaño de parcela óptimo para obtener resultados precisos al menor coste posible. En general existe consenso en considerar que las parcelas de un inventario forestal deben ser lo suficientemente grandes como para estimar adecuadamente las variables de interés. Sin embargo, aún queda una cuestión pendiente: ¿cómo de grande es suficientemente grande? Para intentar contestar a esta pregunta, y utilizando tanto parcelas sintéticas como reales, recogiendo una gran diversidad de especies y regiones, se va a analizar la precisión que se perdería al eliminar la última subparcela de 25 m así como el error cometido en la estimación de 1) la densidad, 2) el área basimétrica y 3) la distribución diamétrica.

1.2 Competencia en masas puras y regulares de pinos mediterráneos

La competencia es uno de los factores más importantes que modulan el crecimiento de los árboles. Existen dos enfoques conceptuales para incluir el efecto de la competencia en los modelos empíricos de crecimiento: el primero está basado en el crecimiento potencial y la posterior adición del efecto de la competencia, y el segundo es una ecuación de crecimiento que incluya la competencia entre sus elementos.

El primer método es conceptualmente muy sólido, pero requiere desarrollar una ecuación para el crecimiento potencial, ajustada con árboles que crecen aislados, lo que resulta bastante complicado. El siguiente paso consiste en ajustar la misma ecuación para los árboles que crecen en un rodal e incluir un factor que corrija el crecimiento por el efecto de la competencia.

Para el segundo método los datos que se utilizan para el ajuste son árboles que crecen en rodales normales con distintas situaciones de competencia, y en el proceso de ajuste

se incluyen variables que reflejan su efecto en el crecimiento (Wykoff 1990). Las variables clásicas utilizadas para estos análisis son el tamaño, el vigor, la productividad y la competencia. La expresión del tamaño suele estar compuesta por dos términos: el primero se caracteriza por ser una función logarítmica del tamaño (diámetro o área basimétrica) y representa la parte creciente de la curva de crecimiento. El segundo término, tamaño al cuadrado, representa la parte decreciente de la curva de crecimiento, característica de los árboles más grandes. El término que representa la productividad es el índice de sitio (S_i), y el vigor está representado por la ratio de copa viva (cr). El término Competencia representa la interacción entre árboles, que puede ser un proceso asimétrico (el efecto de los árboles grandes sobre los pequeños no es proporcional), o simétrico (los recursos se reparten de forma equitativa o proporcional a su tamaño). Los procesos asimétricos, también llamados de tanteo de recursos o competencia unilateral, suelen estar relacionados con el acceso a la luz. Por el contrario, los procesos simétricos, también llamados de agotamiento de los recursos o competencia bilateral, están relacionados con la competencia por los recursos del suelo como el agua y los nutrientes del suelo (Newton y Jolliffe 1998 y referencias incluidas). Independientemente del tipo de competencia, esta puede definirse como variable dependiente o independiente de la información espacial (ver Biging y Dobbertin 1995 y referencias incluidas).

Además de las consideraciones anteriores, los índices que representan la competencia pueden definirse con o sin información espacialmente explícita. Munro (1974) estableció la distinción entre los índices dependientes de la distancia (DDCI) y los independientes de la distancia (DICI). Los índices más fáciles de calcular, por necesitar menos información y requerir menos tiempo de cálculo, son los índices de competencia independientes de la distancia, o espacialmente no explícitos, que pueden expresarse mediante una amplia variedad de relaciones entre variables de árbol sin considerar la posición de estos. Ejemplos de DICI unilateral son el área basimétrica de árboles con un dbh mayor que el del árbol objeto de estudio (ba_l) y la cobertura de copas en el ápice de la copa del árbol objeto de estudio (CCH) o a $2/3$ de la altura total del árbol objeto de estudio ($CC66$). Ejemplos de DICI bilateral son el área basimétrica del rodal (G) o el factor de competencia de copas (CCF) (Bravo *et al.* 2001).

Los índices de competencia basados en información espacial explícita (DDCI) o espacialmente explícitos, pueden ser representados por una gran cantidad de variables

diferentes (Biging y Dobbertin 1992; Nienaber 1999; Burkhart y Tomé 2012). Es de esperar que estos índices, al contener más información, proporcionen mejores ajustes en las regresiones de crecimiento que explican el efecto de la competencia que los índices no espacialmente explícitos, pero diferentes autores (Biging y Dobbertin 1995; Lorimer 1983; Alemdag 1978) encontraron que los DICl se comportan mejor para los ajustes de las ecuaciones de crecimiento. Además, los índices que incluyen variables basadas en la copa han demostrado un mejor comportamiento que los basados en el área basimétrica en la mayoría de los estudios analizados (Biging y Dobbertin 1992), con la excepción del estudio de Bravo *et al.* (2001) sobre pino de Oregón en el suroeste de Oregón. Sin embargo, la abundancia de datos espacialmente explícitos que ha supuesto el desarrollo de los métodos de inventario mediante escaneos LiDAR abre la oportunidad de explorar estos índices y su impacto sobre la modelización de la dinámica forestal (Bravo-Nuñez y Bravo 2024; Rieder *et al.* 2024).

Los DDCI pueden clasificarse en tres grupos, dependiendo de la forma y las variables utilizadas para definirlos. Los índices de proporción de tamaño (SR) han sido los más utilizados. El primer índice SR fue definido por Hegyi (Daniels 1976) como la relación entre el diámetro del árbol competidor y del árbol sujeto ponderada por la distancia entre ellos. A diferencia de los DICl, en cuyo cálculo se usan los árboles muestreados en la parcela, para los DDCI se requiere seleccionar previamente los árboles muestreados que contribuirán al cálculo del índice; esta tarea se denomina radio o método de búsqueda. El método más sencillo, empleado por Hegyi, en el que se fija una distancia fija alrededor del árbol sujeto, ha recibido gran cantidad de críticas porque no puede tener en cuenta las variaciones temporales (Daniels *et al.* 1986). Lorimer (1983) utilizó el índice de Hegyi, así como algunas modificaciones del mismo, planteando la hipótesis de que la definición del radio de búsqueda necesita ser estandarizada (para permitir la comparación entre diferentes estudios) y sugiriendo una distancia de 3,5 veces la copa media de los árboles del sotobosque. Recientemente Sun *et al.* (2022) han utilizado el índice de Hegyi para desarrollar modelos alométricos de copas, Long *et al.* (2020) para mejorar las relaciones altura-diámetro o Helluy *et al.* (2020) para analizar el efecto de la severidad de eventos de sequía. Aunque tradicionalmente se ha considerado que mapear la posición relativa de los árboles no era de interés porque el esfuerzo de muestreo para calcular los índices espacialmente explícitos no se veía compensado por la escasa mejora obtenida en la predicción del crecimiento (Alemdag 1978), en la

actualidad, con las ventajas que proporciona el inventario LiDAR y el geoposicionamiento de los árboles de forma semiautomática, se abre la oportunidad de evaluar la influencia entre árboles vecinos lo que es especialmente interesante en rodales con huecos en la distribución espacial. Basándose en la idea de que la influencia sobre el árbol sujeto depende del estatus relativo del competidor, Tomé y Burkhart (1989) utilizaron datos de plantaciones de eucalipto para analizar la influencia de la competencia sobre el crecimiento. La innovadora idea que lanzaron en su momento sobre la contribución al índice de competencia fuera positiva para un competidor más grande que el sujeto y negativa para uno más pequeño o muerto, se ha revisado de manera constante (Burkhart y Tomé 2012). Se han examinado otros índices de SR, como Martin y Ek (1984) que definieron el índice de relación de tamaño ponderado exponencial negativo para la competencia, o Biging y Dobbertin (1992) que utilizaron un DDCI basado en variables de copa.

El segundo tipo de índices evalúa el solapamiento de las copas o zonas de influencia (ZO) entre los árboles objeto y los competidores. El primer y más sencillo índice de este tipo fue definido por Opie (1968), y posteriormente modificado por Bella (1971), ponderando por la relación de diámetros entre árboles sujetos y competidores. Daniels (1976) utiliza con éxito una modificación de Ek y Monserud (1974), consistente en ponderar el índice de Opie por la relación entre los productos de la altura total por el diámetro de copa de crecimiento abierto de los árboles sujetos y competidores. Kahriman *et al.* 2018 encontraron que este tipo de índice era el que mejores resultados arrojaba, si bien eran comparables al mejor índice independiente de la distancia utilizado (Schröder y Gadow 1999) basado en el *bal*.

Por último, tenemos los índices que evalúan el espacio de crecimiento disponible (APA) para el desarrollo del árbol sujeto. Basándose en la idea de Brown (1965) de una medida de densidad de puntos, Moore *et al.* (1973) desarrollaron un índice de competencia, definido como el área de un polígono irregular, obtenido a partir del diagrama de Voronoi. Los recursos de un rodal compuesto por árboles iguales se repartirán por igual, pero esta situación ideal nunca se da, por lo que Nance *et al.* (1988) introdujeron una nueva modificación en el diagrama, cambiando la distancia euclidiana por la distancia ponderada por el tamaño de los competidores, intentando reflejar la situación real. Li *et*

al. (2015) han empleado el diagrama de Voronoi en la selección de competidores para comparar distintas versiones del índice de competencia de Hegyi.

El rendimiento de los índices en las ecuaciones de crecimiento se evaluó en la mayoría de los estudios comparando diferentes coeficientes de determinación R^2 ajustados en las regresiones (Biging y Dobbertin 1992). También es posible utilizar otros métodos estadísticos como la correlación (por ejemplo, Daniels 1986), o la reducción del error estándar en regresiones de modelos de crecimiento (Biging y Dobbertin 1992), así como otros métodos para comparar la aptitud de regresiones no lineales (por ejemplo, Trasobares *et al.* 2004; Cole y Lorimer 1994). Más recientemente se han utilizado modelos mixtos y el índice de Akaike para seleccionar las mejores ecuaciones e índices (Kahrman *et al.* 2018; Cattaneo *et al.* 2018).

Para evaluar el crecimiento es importante considerar el patrón espacial de los árboles de un rodal (Pretzsch 2009; Burkhart y Tomé 2012; Carrer *et al.* 2018). Para el estudio del crecimiento en rodales con una distribución heterogénea de los árboles Lorimer (1983) encontró que un índice espacialmente explícito tenía ventaja sobre los independientes de la distancia en la estimación del efecto de la competencia. Las distancias entre un punto aleatorio y el enésimo árbol más cercano se han utilizado para determinar si los lugares ocupados por los árboles pueden ser generados por un proceso de Poisson (distribuidos aleatoriamente), o si la distribución espacial es regular (es decir, plantaciones) o agrupada. Los métodos estadísticos para comprobar la distribución espacial suelen basarse en procedimientos de Monte Carlo (Mawson 1968). La distribución espacial también puede analizarse mediante la función $K(d)$ de Ripley, que evalúa el número de eventos que se producen en un círculo de radio ' d ' (Moeur 1993 y referencias incluidas).

El objetivo principal de este apartado es analizar el crecimiento y su relación con la distribución espacial, en particular las relaciones de competencia intraespecíficas que se producen en rodales regulares y monoespecíficos de dos coníferas de amplia distribución en España. Para ello se han utilizado los datos de dos importantes coníferas autóctonas de la Península Ibérica, el pino negral (*Pinus pinaster* Aiton spp. *mesogeensis*) y el pino silvestre (*Pinus sylvestris* L.), para contrastar la eficacia de los índices mencionados. La primera especie habita el piso Mesomediterráneo y Supramediterráneo, a una altitud entre 600 y 1300 m, xerófilo y de temperamento

robusto (Bravo-Oviedo y Montero 2008). Por el contrario, el pino silvestre habita el piso Oromediterránea y Supramediterránea, a altitudes entre 800 y 2000 m (óptimo de 1600 a 1700), prefiriendo sitios con mayor precipitación y siendo de temperamento menos robusto que la primera (Bravo-Oviedo y Montero 2008).

Con los análisis realizados se pretende

- 1) Evaluar el modelo clásico de crecimiento del área basimétrica
- 2) Analizar la distribución espacial de las parcelas para poder separar las parcelas en grupos y comparar el efecto de la competencia en cada tipo de estructura espacial
- 3) Añadir el efecto de la competencia mediante índices de competencia, tanto independientes (DICI) como dependientes de la distancia (DDCI), al crecimiento del área basimétrica.
- 4) Analizar la contribución de los posibles árboles competidores, mediante la comparación de distintos métodos de elección de estos, en el crecimiento del área basimétrica.

1.3 Estructura y eficiencia de crecimiento

La información proporcionada por la eficiencia del crecimiento puede ayudar a explicar la ocupación estratégica del espacio de crecimiento disponible, incluyendo área foliar (O'Hara 1996) e índice de sitio (Cochran *et al.* 1994). Por otro lado, Binkley *et al.* (2002) y Binkley (2004) proponen una hipótesis para explicar el comportamiento del máximo de productividad en plantaciones, que supone pérdidas en eficiencia de crecimiento al aumentar la diferenciación en clases a lo largo del desarrollo de la masa. Bajo esta hipótesis, los árboles dominantes capturan una mayor cantidad de los recursos disponibles, pero el crecimiento unitario para la masa disminuye.

La manipulación de la estructura del rodal es fundamental para el control selvícola de la producción primaria neta, especialmente en lo que respecta a tres atributos generales del rodal: (i) la interceptación de la luz determinada por la masa foliar total y su distribución espacial (Wang y Jarvis 1990; Maguire y Bennett 1996; Xu y Harrington 1998; Garber y Maguire 2005); (ii) las limitaciones hidráulicas al intercambio gaseoso

impuestas por la altura del árbol y el patrón de ramificación (Ryan y Yoder 1997; Ryan *et al.* 1997; Bond *et al.* 2007); (iii) y el crecimiento y la respiración de mantenimiento de varios tejidos arbóreos (Maguire y Batista 1996; Ryan *et al.* 2004). En una visión mecanicista del crecimiento forestal, la masa foliar determina la cantidad de radiación solar interceptada, y los otros atributos estructurales influyen en la eficiencia con la que la energía solar convierte el CO₂ y el H₂O en biomasa forestal. Por tanto, se espera que las diferencias estructurales impuestas por las intervenciones selvícolas induzcan diferencias en la eficiencia de conversión de la energía solar en biomasa forestal total y en su asignación a los componentes arbóreos aprovechables. El clareo, por ejemplo, ha demostrado mejorar el estado hídrico de los árboles residuales tras su aplicación en bosques con limitaciones hídricas (Moreno-Gutiérrez *et al.* 2012) así como aumentar el crecimiento y la producción de semillas (Ruano *et al.* 2013).

La manipulación selvícola de las dimensiones antes mencionadas se consigue normalmente controlando la densidad de los árboles, la distribución de tamaños y la disposición espacial (Assmann 1970; O'Hara 1988; O'Hara 1996; Pretzsch y Hilmers 2024). Las implicaciones de los diferentes tipos de eficiencia del crecimiento tanto a nivel de rodal como de árbol individual han sido exploradas en diversas composiciones forestales (Waring *et al.* 1980; Smith y Long 1989; Long y Smith 1990; Roberts y Long 1992; Roberts *et al.* 1993, Gilmore y Seymour 1996; Maguire *et al.* 1998; Mainwaring y Maguire 2004; Binkley *et al.* 2010 o Navarro-Cerrillo *et al.* 2016). Desde una perspectiva selvícola, se puede definir de forma práctica la eficiencia del crecimiento combinando alguna medida de la producción primaria neta por encima del suelo (PPNA) con una medida de la ocupación del espacio de crecimiento (GSO) (Mainwaring y Maguire 2004). El volumen o la masa son los sustitutos más comunes de la PPNA, en parte porque la eficiencia se ha considerado a menudo desde la perspectiva de la producción de madera o biomasa comercializable. Los sustitutos biológicamente aceptables para la GSO serían la cantidad de masa foliar (Waring *et al.* 1980) o la superficie de la copa (Hamilton 1969), como representación de la capacidad de captura de energía solar. Aunque no está claro el grado en que estas variables son también proporcionales a la captación de recursos subterráneos (agua y nutrientes), hay pruebas limitadas que sugieren que la captación de agua es proporcional al tamaño del fuste (Fernández y Gyenge 2009). Desde el punto de vista operativo, los sustitutos más interesantes de la ocupación del GSO son aquellos que se traducirían directamente en la superficie de suelo ocupada por el árbol y, por

tanto, en el espacio que queda entre ellos. Por lo tanto, las medidas de ocupación del espacio también han incluido el área de proyección de la copa (por ejemplo, O'Hara 1988) y el área potencialmente disponible (por ejemplo, Mainwaring y Maguire 2004). Del mismo modo, la eficiencia del crecimiento en términos de producción de volumen de fuste por unidad de superficie foliar también se ha utilizado para estimar el vigor y la resistencia a las plagas en árboles y rodales (Waring *et al.* 1980) y estudiar la relación entre la estructura de la masa forestal y el crecimiento de los árboles (O'Hara 1988; Smith y Long 1989; Sterba y Amateis 1998).

La investigación silvícola sobre la eficiencia del crecimiento de árboles individuales puede ayudarnos a identificar a los productores más eficientes de volumen de madera en rodales de estructura variable (O'Hara 1988; O'Hara 1996) y a caracterizar los patrones de eficiencia del crecimiento a nivel de rodal para diversas estructuras de dosel (Smith y Long 1989). El área foliar (O'Hara 1996), el índice de densidad del rodal (Cochran 1994) y otras mediciones del GSO pueden proporcionar información sobre la eficiencia del crecimiento que ayude a los gestores forestales a determinar la asignación estratégica del espacio de crecimiento. La hipótesis propuesta por Binkley *et al.* (2002) y Binkley (2004) sobre la dominancia en el crecimiento se ha estudiado en varias ocasiones para explicar el pico de productividad de las plantaciones, que implica pérdidas en la eficiencia del crecimiento a medida que aumenta la diferenciación entre clases de tamaño a lo largo del desarrollo de la masa. Mientras que algunas evidencias apoyan la hipótesis del aumento de la dominancia como mecanismo para la disminución de la productividad del rodal poco después del cierre de la copa (Binkley *et al.* 2002), otras investigaciones la contradicen (Fernández y Gyenge 2009). La teoría se ha puesto a prueba comparando la productividad de los rodales a lo largo del tiempo con grados concurrentes de diferenciación de tamaños a medida que se intensifica la competencia entre árboles, y (en menor medida) comparando las estructuras de los rodales en un momento específico del tiempo (por ejemplo, Binkley *et al.* 2002). Los cambios en la estructura de la masa a lo largo del tiempo combinan dos procesos separados: (i) el aumento de tamaño y los cambios fisiológicos de los árboles a medida que envejecen; y (ii) las diferencias en el grado de diferenciación de clases de tamaño y otros aspectos de la estructura de la masa entre masas de una edad determinada. Numerosos mecanismos pueden contribuir al declive universal de la productividad de los rodales de edad uniforme a lo largo del tiempo (Ryan *et al.* 1997; Binkley 2023). Sin embargo, dado

que la estructura del rodal puede manipularse fácilmente mediante operaciones selvícolas convencionales, la hipótesis de la dominancia puede sugerir oportunidades para traducir los efectos observados o hipotéticos de la diferenciación vertical en directrices para optimizar la estructura del rodal, la eficiencia del crecimiento y la producción total del rodal.

En este estudio se pretende analizar la productividad y la distribución de la productividad en diferentes estratos de la masa forestal para adquirir conocimientos sobre cómo la alteración de la estratificación vertical y la distribución espacial afecta a la productividad de la masa. Tales cambios pueden inducirse mediante prácticas selvícolas, que se pueden prescribir para cada rodal en función de los servicios ecosistémicos demandados por la sociedad en respuesta a cambios sociales, económicos, ecológicos o globales. La investigación se basa en dos conjuntos de datos establecidos para rodales puros (198 parcelas iniciales) que cubren un amplio rango de edad, densidad y productividad para el pino silvestre (*Pinus sylvestris* L.) y el pino negral (*Pinus pinaster* Aiton spp. *mesogeensis*). La primera de estas dos especies es de gran interés por su alta calidad maderera y la segunda por su adaptabilidad y frugalidad.

Con la información recogida en estas bases de datos, pretendíamos profundizar en las siguientes cuestiones:

- 1) ¿Contribuyen los cambios en la estructura del rodal a aumentar las diferencias en la eficiencia del uso de los recursos entre árboles dominantes y no dominantes y a disminuir el crecimiento a nivel de rodal? (Hipótesis de dominancia de Binkley)?
- 2) ¿Disminuye la producción de madera a nivel de rodal en masas de pino silvestre y pino negral en España con el aumento de la diferenciación en clase de tamaño y estructura vertical?
- 3) ¿Disminuye el crecimiento del tronco a nivel de árbol con el aumento de la diferenciación de tamaño y la complejidad estructural?
- 4) ¿Disminuye la eficiencia del crecimiento a nivel de árbol en masas de pino silvestre y pino negral con el aumento de la diferenciación de tamaño y la complejidad estructural?

2 Objetivos

El objetivo de la presente tesis es conocer el impacto de la estructura de los rodales en la evolución de las masas forestales. Para abordar este objetivo principal se han utilizado los datos de parcelas instaladas en masas puras de especies emblemáticas de la Península Ibérica, sobre todo del centro y norte de España. Este objetivo general se ha subdividido en los siguientes objetivos específicos para poder abordarlo de una forma coherente. (ver también la infografía de la Figura 5)

- Objetivo específico 1. Comprobar el uso de factores de expansión en la estimación de diferentes variables forestales (densidad, área basimétrica y distribución diamétrica). Este objetivo se ha desarrollado en el estudio I de los resultados.
- Objetivo específico 2. Analizar la importancia de la estructura espacial de la competencia sobre el crecimiento forestal. Este objetivo se ha desarrollado en el estudio II de los resultados.
- Objetivo específico 3. Conocer el impacto de la estructura forestal en la eficiencia del crecimiento forestal. Este objetivo se ha desarrollado en el estudio III de los resultados.

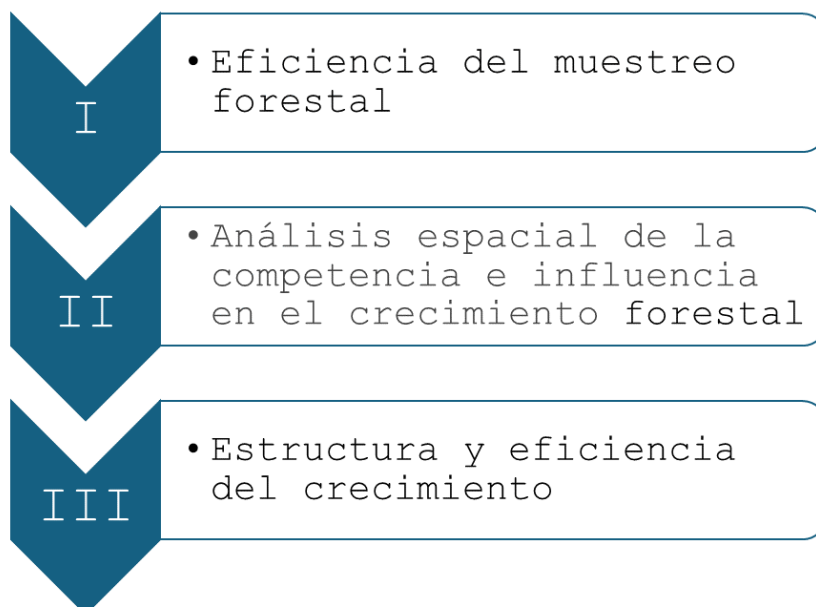


Figura 5. Objetivos específicos desarrollados en la tesis para abordar el objetivo general: Conocer el impacto de la estructura espacial de los rodales forestales en la simulación de itinerarios selvícolas.

3 Material y métodos

En este apartado de material y métodos se van a presentar:

- i) una descripción de las bases de datos utilizadas, que incluyen tanto parcelas instaladas específicamente para esta tesis en el marco del grupo SMART Ecosystems (iuFOR Universidad de Valladolid) como otras cedidas por el ICIFOR-INIA, CSIC y las de acceso libre del Inventario Forestal Nacional;
- ii) los procedimientos de preparación de los datos, en los que se describen todos los cálculos y variables necesarias para preparar la base de datos para su posterior análisis;
- iii) los análisis estadísticos que constituyen el núcleo de los estudios que componen la tesis.

A modo de guía, cada uno de estos tres apartados tiene una tabla que permite enlazar cada subapartado con el estudio o estudios en los que se utiliza.

3.1 Datos. Parcelas observacionales

Para la presente tesis se utilizaron fundamentalmente dos fuentes de datos:

- Parcelas temporales y permanentes del Grupo de Investigación SMART Ecosystems (Sostenibilidad, Mitigación, Adaptación, Resiliencia y Trade-offs) del Instituto Universitario de Investigación en Gestión Forestal Sostenible-iuFOR de la Universidad de Valladolid
- Parcelas permanentes del Grupo de Selvicultura del ICIFOR-INIA, CSIC.

Los estudios observacionales a partir de parcelas forestales representan una de las claves de la ciencia forestal. Aunque estos estudios observacionales no permiten extraer conclusiones causales sí que facilitan la determinación de patrones y la parametrización de relaciones que son una fuente importante de conocimiento forestal. En función del número de remediciones podemos clasificar las parcelas observacionales en tres grupos (Gadow *et al.* 1999):

- Parcelas temporales en las que solo se realiza una medición

- Parcelas de intervalo en las que se han realizado dos mediciones espaciadas en el tiempo
- Parcelas permanentes en las que se han realizado al menos tres mediciones a intervalos temporales significativos para el estudio a realizar.

A continuación, se presentan las fuentes de los datos empleadas indicado en cada caso para qué objetivo específico se utilizaron (ligado con cada uno de los estudios que se presentan en resultados)

3.1.1 Parcelas temporales en hayedos puros

En los hayedos procedentes de regeneración natural situados en la S^a Urbasa en Navarra, S^a Cebollera en La Rioja y Altube en Vizcaya se instalaron un total de 10 parcelas. Estas parcelas (Tabla 1), que se midieron en el año 2001 son circulares de 25 m de radio y se registró la posición relativa al centro y el diámetro a 1,3 m de alto (*dbh*) de todos los árboles igual o superior a 7,5 cm. Los datos de estas parcelas, instaladas por el grupo SMART Ecosystems del Instituto Universitario de Investigación en Gestión Forestal Sostenible (iuFOR) de la Universidad de Valladolid, se utilizaron en el estudio I.

3.1.2 Parcelas temporales en pinares de pino piñonero

En el año 2001 se instalaron 12 parcelas en pinares de pino piñonero (*Pinus pinea* L.) en masas irregulares procedentes de regeneración natural y situadas en Viana de Cega (Valladolid) y Hoyo de Pinares (Ávila). Al igual que las parcelas de haya antes descritas, este dispositivo (Tabla 1) se basa en parcelas circulares (25 m de radio) donde se midieron y posicionaron mediante coordenadas polares todos los árboles con diámetro igual o superior a 7,5 cm. Los datos de este dispositivo se utilizaron en el estudio I. Al igual que el caso anterior esta red de parcelas fue instalada por el grupo SMART Ecosystems del Instituto Universitario de Investigación en Gestión Forestal Sostenible (iuFOR) de la Universidad de Valladolid.

Tabla 1. Listado de fuentes de datos utilizadas en los diferentes estudios

id conjunto datos	descripción	especies	# parcelas	estudio	radio máximo (# par)	origen	fuentes
temporales_I_a	Parcelas temporales en hayedos de la Cordillera Cantábrica Oriental (Altube, S ^a Urbasa y S ^a Cebollera)	<i>Fsy</i>	10	I	25m	Natural	SMART
temporales_I_b	Parcelas temporales en masas irregulares de pino piñonero en Valladolid y Ávila (Viana de Cega y Hoyo de Pinares)	<i>Ppn</i>	12	I	25m	Natural	SMART
pemanentes_I_a	Parcelas permanentes de radio variable en pinares de piñonero en Valladolid	<i>Ppn</i>	30	I	25m (11) y 15m (19)	Natural	ICIFOR
pemanentes_I_b	Parcelas permanentes de radio variable en pinares de piñonero en Huelva	<i>Ppn</i>	192	I	25m (39), 10m (63), 10m (63) y 5 (27)	Nat / Artif	ICIFOR
pemanentes_I_c	Parcelas permanentes rectangulares de diversos tamaños en masas de pino silvestre en Navafría (Segovia)	<i>Psy</i>	14	I	25m (2), 15m (6) y 10m (6)	Natural	ICIFOR
pemanentes_I_d	Parcelas permanentes rectangulares de diversos tamaños en masas de pino negral en Atienza (Guadalajara)	<i>Ppt</i>	6	I	10m	Artificial	ICIFOR
pemanentes_I_e	Parcelas permanentes de diversos tamaños en masas de quejigo en Barriopedro (Guadalajara)	<i>Qfa</i>	17	I	15m (7) y 10m (10)	Natural	ICIFOR
pemanentes_I_f	Parcelas permanentes en masas de rebollo en Navacerrada (Madrid)	<i>Qpy</i>	9	I	15m	Natural	ICIFOR
simulaciones_I_a	Parcelas sintéticas con distribución de Poisson	--	446	I	25m	Simulación	SMART
simulaciones_I_b	Parcelas sintéticas con distribución de regular	--	450	I	25m	Simulación	SMART
pemanentes_II_a	Parcelas en masas de <i>Pinus sylvestris</i> L. en el Sistema Central y en el Sistema Ibérico septentrional	<i>Psy</i>	107	II y III	-	Natural	SMART
pemanentes_II_b	Parcelas en masas de <i>Pinus pinaster</i> Aiton. en el Sistema Ibérico	<i>Ppt</i>	92	II y III	-	Natural	SMART

Fsy: *Fagus sylvatica* L.; *Ppn*: *Pinus pinea* L.; *Psy*: *Pinus sylvestris* L.; *Ppt*: *Pinus pinaster* Ait.; *Qfa*: *Quercus faginea* Lamk.; *Qpy*: *Quercus pyrenaica* Willd.

3.1.3 Parcelas permanentes en pinares (red de parcelas de producción del ICIFOR-INIA, CSIC)

A partir de los datos disponibles en la red de parcelas permanentes de producción de pinares del ICIFOR-INIA, CSIC en las que existía información espacial de los árboles además de las mediciones dendrométricas clásicas, diámetros y alturas, se extrajeron un total de 242 parcelas circulares de radios entre 5 y 25 metros (ver Tabla 1). Las especies representadas en esta red de parcelas son el pino piñonero (*Pinus pinea* L.), el pino silvestre (*Pinus sylvestris* L.) y el pino negral (*Pinus pinaster* Ait.). En todas las parcelas se registraron (mediciones y posición) los árboles, de diámetro igual a superior a 7,5 cm, para después generar parcelas concéntricas, análogas a las del Inventario Forestal Nacional, que fueron utilizadas en el estudio I.

3.1.4 Parcelas permanentes en pinares (red de dinámica forestal del grupo SMART Ecosystems)

Se instalaron 199 parcelas (ver Tabla 1) en masas de regeneración natural de pino negral (92) en el Sistema Ibérico y de pino silvestre (107) en los sistemas Central e Ibérico septentrional. Estas parcelas, circulares de 15 m de radio, se utilizaron para los estudios II y III. Tras la primera medición (realizada entre los años 2002 y 2004) se generó un *backdating* para conocer su crecimiento en los últimos cinco años, siguiendo la metodología propuesta por Hann y Hanus (2001) que se explica más adelante (ver Backdating). Un subconjunto de estas parcelas se remidió en los años 2008 y 2013 comprobando que aún se cumplían los requisitos de que no se hubieran realizado claras ni hubieran estado afectadas por perturbaciones graves. En estas remediciones se registraron los diámetros de todos los individuos inventariables, y las alturas de los árboles que se incorporaron como nuevos individuos al inventario.

En los dos conjuntos de datos se eligieron los puntos de muestreo de forma que se obtuviese la mayor representatividad posible, con cuatro clases de edad, tres clases de densidad y tres clases de productividad. Además, se instalaron tres réplicas de cada combinación. Estas condiciones condujeron a la instalación, a priori, de 108 parcelas en cada conjunto, si bien el esfuerzo de muestreo tuvo que reducirse a 92 en las parcelas de pino negral, y se eliminó una en el conjunto de pino silvestre. Además de tener en

cuenta estos criterios de representatividad, se eligieron puntos de muestreo en los que los gestores forestales aseguraron que estaban libres de intervención selvícola en los últimos 10 años. En la Figura 6 se pueden ver las localizaciones de las parcelas muestreadas en cada una de las masas de pino.

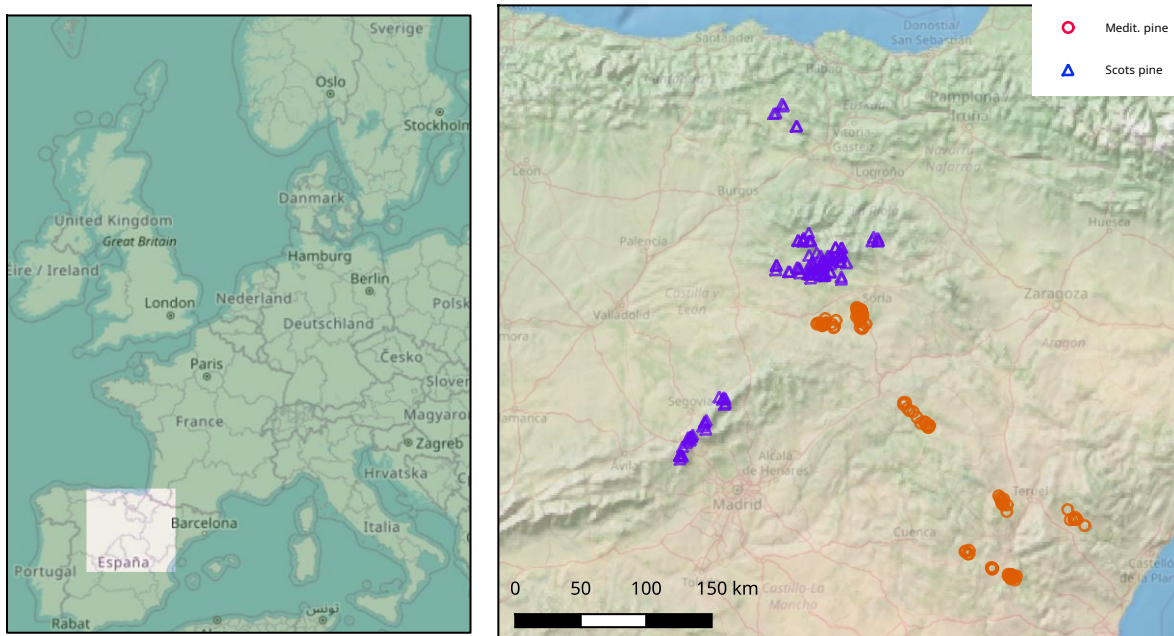


Figura 6. Parcelas de dinámica forestal del grupo SMART Ecosystems iuFOR, Universidad de Valladolid.

En la forma y selección de individuos de cada parcela de muestreo se siguió el diseño del IFN, pero prescindiendo del último radio. El muestreo consistió en la selección de árboles que cumplieran las siguientes condiciones: a partir del centro de la parcela, en un radio de 5 m, los individuos cuyo diámetro a la altura de 1,3 m (*dbh*) fuera mayor o igual a 7,5 cm, hasta un radio de 10 m los que fueran mayores de 12,5 cm y en la última corona, hasta 15 m de radio, los que tuvieran un *dbh* igual o mayor que 22,5 cm.

Para todos los individuos inventariables, según el criterio antes mencionado, se tomaron dos mediciones de *dbh* en cruz, tres alturas, la total, la de la base de la copa y la del punto en el que la copa toma su máxima anchura. Asimismo, se midieron cuatro anchuras de copa. De cada individuo se extrajo un testigo de crecimiento de al menos cinco años y de cuatro árboles dominantes por parcela se extrajeron dos testigos, uno a 1,3 m de alto y otro en la base. Todos los individuos fueron mapeados, para lo que se obtuvo el azimut y la distancia al centro de la parcela. En la Figura 7 se pueden ver distintas fases del establecimiento y toma de datos en las parcelas de campo.



Figura 7. Distintas fases de establecimiento de parcelas

3.1.5 Parcelas permanentes en quejigares y rebollares (red de parcelas de producción del ICIFOR-INIA, CSIC)

A partir de la red de parcelas del ICIFOR-INIA, CSIC, se extrajeron datos de un total de 26 parcelas en masas naturales de quejigo (*Quercus faginea*) en Barriopedro (Guadalajara) y rebollo (*Quercus pyrenaica* Wild) en Navacerrada (Madrid). El ICIFOR-INIA, CSIC, es la institución responsable de instalar y mantener este dispositivo observacional utilizado en el estudio I.

3.1.6 Datos sintéticos

Para el estudio I se generaron datos simulados, que permitieron aumentar el conjunto de parcelas a utilizar en ese análisis. La generación de los datos se realizó en dos fases: en primer lugar, se obtuvieron los datos de la distribución diamétrica y posteriormente, los datos de distribución espacial.

Para obtener la distribución diamétrica se construyeron ternas de valores aleatorios para las variables: diámetro medio (D_m), diámetro medio cuadrático (D_g) e índice de Reineke (SDI). Los valores se generaron de forma que D_g tuviera una distribución normal de media 25 cm, SDI , de media 800 y que la diferencia entre el diámetro medio cuadrático y el diámetro medio, $D_g - D_m$ tuviera una media de 0,5 cm. Estos valores se consideraron adecuados para las masas forestales españolas. De las 1000 ternas que se generaron, se comprobaron sus valores, considerando aquellos muy difíciles de encontrar en masas forestales españolas. Las ternas que mostraron valores de densidad (N) fuera del rango entre 250-4000 pies·ha⁻¹ o un área basimétrica (G) fuera del rango entre 20-60 m²·ha⁻¹, fueron eliminadas. En la Tabla 2 se muestran los datos medios de estos parámetros previos.

$$F(dbh) = \begin{cases} 1 - e^{-\left(\frac{dbh-a}{b}\right)^c} & \forall dbh \geq a \\ 0 & \forall dbh < a \end{cases} \quad [1]$$

F = función de distribución de Weibull

a = parámetro de localización

b = parámetro de escala

c = parámetro de forma

dbh = diámetro normal

A partir de las ternas aceptadas se generaron las distribuciones diamétricas de forma que siguieron una distribución de Weibull de tres parámetros definida según la ecuación [1], que es con la que en estudios anteriores se han obtenido los mejores resultados (Álvarez González 1997; Río 1998; Ortega 1989; García López 1995).

De los diferentes métodos que existen para relacionar los parámetros de localización, escala y forma de la distribución de Weibull con la distribución de datos correspondiente, se eligió el método de los momentos, que Río (1998) ya había empleado con éxito previamente, traduciendo a Visual Basic para aplicaciones © el código desarrollado por Knoebel *et al.* (1986). Este método estima los parámetros de escala y forma de la función de distribución Weibull a partir de los dos primeros momentos, es decir, los diámetros medio aritmético y medio cuadrático. Como parámetro de localización se tomó el valor de 7,5 cm que es el diámetro mínimo inventariable. Este programa devuelve un código por cada parcela que indica si los parámetros son adecuados (valor 0) o ha sido necesario modificar d_g o d_m para obtener los parámetros de la distribución de Weibull

(valor 1 y 2 respectivamente). Las parcelas en las que es necesaria esta modificación también se eliminaron, resultando 896 parcelas.

Para la simulación de la distribución espacial se asignó de forma aleatoria la disposición que se iba a simular, resultando 450 de tipo regular y 446 de tipo Poisson (Bravo *et al.* 2002). Para generar las parcelas regulares se construyó un cuadrado de 50 m de lado al que se superpuso una malla regular, con un número de huecos de malla adecuado a la densidad de la parcela ($N/4$). La posición de cada árbol en el interior del hueco se obtuvo con valores aleatorios de las coordenadas x e y. Finalmente se incluyeron en la parcela los árboles situados a una distancia inferior o igual a 25 m del centro del cuadrado.

En el caso de la simulación de la distribución espacial tipo Poisson también se construyó un cuadrado de 50 m de lado. La posición de cada árbol se obtuvo utilizando distribuciones uniformes independientes en cada eje de coordenadas, y se incluyeron en la parcela los árboles ubicados a una distancia menor de 25 m del centro del cuadrado. En ninguno de los dos casos se consideró una distancia mínima entre árboles, ni relaciones distancia-diámetro mínimas.

Tabla 2. Datos medios de los parámetros previos para la simulación de las 896 parcelas sintéticas

	a	b	c	D_g	$D_g - D_m$	D_m	SDI	N	G
media	7.5	18.0	3.5	24.3	-0.6	23.7	803.0	916.0	38.8
S	0	4.89	0.79	4.54	0.13	4.51	134.15	370.49	7.08
mín	7,5	2.4	1.0	10.1	-1.0	9.9	418.6	257.2	21.0
máx	7,5	31.7	5.0	37.2	-0.2	36.5	1187.7	3890.1	59.6

a, b, c: parámetros de localización escala y forma de la distribución Weibull; D_g : diámetro cuadrático medio (cm); D_m : diámetro medio (cm); SDI: índice de Reineke; N: densidad (árboles·ha⁻¹); G: área basimétrica (m²·ha⁻¹); media: valor medio del parámetro; S: desviación estándar; mín: valor mínimo de la variable; máx: valor máximo de la variable

3.2 Procedimientos previos

A continuación, se detallan los procedimientos empleados con cada base de datos para calcular las variables forestales convencionales, junto con la estimación de características de distribución espacial o vertical. Además, se indicarán las variables sustitutas de la productividad o de la capacidad fotosintética, cómo se estimó el crecimiento y la eficiencia del crecimiento, indicando en qué estudios se aplicada cada una de ellas, como se puede observar en la Tabla 3.

3.2.1 Factores de expansión

El muestreo forestal tiene como objetivo proporcionar información coherente y homogénea sobre las masas que se estudian a partir de la información recogida en una muestra, que conocemos como parcelas. La unidad de información usada en el ámbito forestal es la hectárea, por lo que la información se presenta referida a esta unidad de superficie.

La forma de trasladar la información de cada árbol a la hectárea es mediante lo que se conoce como factor de expansión, y que se asocia a cada individuo muestreado. Este factor, que es el número de árboles por hectárea que representa, depende de cómo se diseñe el muestreo. Para las parcelas de radio variable, como las del IFN, los árboles inventariables se eligen en función de su tamaño y distancia al centro; Una vez que un árbol es considerado como inventariable, este tendrá un factor de expansión que depende exclusivamente de su diámetro (*dap*). (Ecuación [2]).

$$expf_i = \frac{10000}{superficie_i} = \frac{10000}{\pi * R_i^2} \quad [2]$$

R_i: radio en metros de la subparcela correspondiente (5, 10, 15, 25 m)

Las parcelas de tamaño fijo, tanto las circulares como las rectangulares, tienen un único factor de expansión que se aplica a todos los árboles de la parcela y se calculan de forma análoga a las de los sucesivos círculos de una parcela del diseño del IFN, como el cociente entre la hectárea y la superficie de la parcela.

Este valor es necesario para todos los cálculos de variables a nivel de masa. El primero de ellos es el número de pies por hectárea, que se calculó como suma de los factores de expansión de los individuos de cada parcela según la ecuación [3].

$$N_{ah} = \sum_i^{N_{ap}} expf_i \quad [3]$$

N_{ah} es el número de árboles por hectárea

N_{ap} es el número de árboles por parcela

3.2.2 Estimación de los parámetros de las distribuciones diamétricas.

Como método descriptivo para caracterizar una masa forestal, es común emplear la distribución en clases de una variable que caracterice el tamaño. Esta herramienta permite simplificar la información de la muestra para representar la realidad global de manera accesible, y suele ser presentada de forma gráfica mediante histogramas. En los inventarios forestal convencionales, la variable más fácil y rápida de tomar es el diámetro a la altura del pecho (*dbh* por sus siglas en inglés), siendo la variable a nivel de árbol que se utilizó en el estudio I para analizar la eficiencia del diseño de muestreo del IFN.

La definición de las clases diamétricas elegida se basó en la norma habitual, que utiliza una amplitud de clase de 5 cm y que empieza en el *dbh* mínimo inventariable, 7,5 cm. De esta forma se agruparon los árboles en 13 clases, con 12 clases de 5 cm de amplitud y una última en la que se incluyeron los pies cuyo *dbh* era mayor o igual a 72,5 cm. A lo largo del estudio I se empleó el cm como unidad de medida del *dbh*, aunque es el mm la que se emplea en las bases de datos del IFN.

En el estudio I se consideraron todas las parcelas en dos situaciones: i) como parcelas circulares, que consideramos como parcela real, y ii) parcelas en las que se seleccionaron los árboles siguiendo el criterio de muestreo del IFN, y se consideraron parcelas IFN. Como no todas las parcelas tenían el mismo tamaño ni la misma forma, pero sí que se disponía de la posición de los árboles, se buscó la superficie circular mayor de entre las que corresponden al muestreo del IFN (círculos de radio 5, 10, 15 y 25 m) y se asignó ese radio máximo a cada parcela, en ambos casos, cuando se considera como real y como parcela IFN. Para los dos casos se calcularon los factores de expansión de acuerdo con la ecuación [2].

Tabla 3. Listado de cálculos utilizados en los diferentes estudios

Procedimiento	Descripción / ecuación	Estudio
Factor de expansión	Permite dar información relacionada a la hectárea, lo que permite comparar información de parcelas de formas y tamaños diversos	Todos
Distribución diamétrica.	Registro del número de árboles por clase de edad en cada subparcela	I
Variables dependientes del diámetro	Cálculo de todas las variables dasométricas básicas	Todos
volúmenes	Se calcula mediante integración numérica el volumen de tronco total, con y sin corteza	II y III
Productividad	Estimación de la productividad mediante el índice de sitio (<i>SI</i>).	II y III
Reconstrucción de inventarios.	Cálculo de todas las variables no medidas en las remediciones o en el proceso de <i>backdating</i> a través de relaciones entre variables	II y III
Crecimiento y eficiencia	cálculo de crecimiento y eficiencia	II y III
Distribución espacial	estimación del patrón espacial	II
Índices de competencia independientes de la distancia (DDCI)	Cálculo de índices de competencia independientes de la distancia	II
Índices de competencia dependientes de la distancia (DICI)	Cálculo de índices de competencia dependientes de la distancia	II
Variables de tamaño de copa	Cálculo de la superficie de copa para estimar la eficiencia y el índice de intercepción de luz	III
Variables de estructura vertical	Cálculo de varianza de la distribución de alturas, diámetros, proyección de copa y de índices del tipo del índice de diversidad de Shannon para las mismas variables	III

De este modo se obtuvo la distribución diamétrica (número de árboles por hectárea incluidos en cada clase diamétrica) para las dos versiones de cada parcela: i) la consideradas como real y ii) la considerada como parcela IFN. Por supuesto, este proceso se realizó tanto para las parcelas muestreadas en campo (inventariadas) como las generadas con distribuciones aleatorias por ordenador (sintéticas). En la Tabla 8 se puede ver la estadística descriptiva.

Como la construcción de las parcelas sintéticas se ha hecho a partir de un diámetro medio cuadrático de 25 m, el número de parcelas con árboles en las clases diamétricas superiores es muy reducido, siendo la de 55 cm la clase mayor con árboles (Tabla 9).

Además, se ajustaron los parámetros *a*, *b* y *c* de la distribución de Weibull (ecuación [1]) por el método de los momentos descrito en el apartado anterior, para todas las parcelas muestreadas del estudio I. En la Tabla 9 se puede observar la estadística descriptiva de estos parámetros y de las clases diamétricas reales.

3.2.3 Variables relacionadas con el diámetro normal, *dbh*

Para todos los estudios se calcularon variables que dependen del diámetro, como el área basimétrica individual y a nivel de masa, así como variables que son indicadores de la competencia, como el *bal* (área basimétrica acumulada de los árboles de menor diámetro que el sujeto) o el *SDI* (índice de densidad de rodal).

En el caso de las parcelas empleadas en el estudio I, el cálculo del área basimétrica, de forma análoga al proceso seguido con la distribución diamétrica, se realizó para los dos casos contemplados de cada parcela: i) considerándola como parcela circular, y ii) considerándola como una parcela del tipo del IFN, en cada una de las extensiones de radio hasta llegar al máximo posible de cada parcela.

3.2.4 Estimación del volumen

El volumen y el volumen sin corteza se ha estimado mediante la integración numérica de las ecuaciones de perfil de fuste con y sin corteza desarrolladas por Lizarralde y Bravo (2003) y que se pueden ver en la Tabla 4.

Tabla 4. Ecuaciones utilizadas para el cálculo de la productividad y de variables ausentes en los estudios II y III

Variable (descripción) y referencia	ecuación	
Espesor de corteza a 1,30 m. (Lizarralde 2008)	$dbh_{OB} = a \cdot (10 \cdot dbh_{IB})^b$	$\left\{ \begin{array}{l} \text{Para Ppt: } a = 0,28708; b = 0,8533 \\ \text{Para Psy: } a = 0,13285; b = 0,9718 \end{array} \right.$
crecimiento en diámetro quinquenal. (Lizarralde 2008)	$dbh_{cr} = \exp\left(a + b \cdot \ln(dbh + 1) + c \cdot \ln\left[\frac{CR + 0,2}{1,2}\right] + d \cdot \ln(SI) + f \cdot G^{0,5} - h \cdot \frac{bal^2}{\ln(dbh + 5)}\right)$	$\left\{ \begin{array}{l} \text{Para Ppt} \left\{ \begin{array}{l} a = -1,1045; b = 0,0479; c = 0,4395 \\ d = 0,7427; f = -0,109; h = 0,001126 \end{array} \right. \\ \text{Para Psy} \left\{ \begin{array}{l} a = -0,468; b = 0,2018; c = 0,6841 \\ d = 0,9937; f = -0,1291; h = 0,0006 \end{array} \right. \end{array} \right.$
índice de sitio (Bravo-Oviedo et al. 2004)	$SI = \exp\left(4,016 + (\ln(ht) - 4,016) \cdot \left(\frac{80}{age}\right)^{-0,503}\right)$	Para Ppt
índice de sitio (Bravo et al. 2001)	$SI = 10 \cdot \exp\left(\frac{1}{1,0006} \left(\ln\left(\frac{ht}{10}\right) - \ln(1,0852) - \ln\left(\frac{(SI/10)^{-0,0006}}{1,0852}\right)\right) \cdot \frac{\ln(1 - \exp(-0,03137 \cdot edad))}{\ln(1 - \exp(-0,03137 \cdot 100))}\right)$	Para Psy
índice de sitio (Rojo and Montero 1996)	$SI = \frac{0,8534446 \cdot ht}{[1 - \exp(-0,027 \cdot age)]^{0,439}}$	Para Psy

Variable (descripción y referencia)	ecuación	
maximo ancho de copa (Condés and Sterba 2005)	$mcw = \exp(a + b \cdot \ln(dbh))$	$\begin{cases} \text{Para Ppt: } a = -0,2911; b = 0,6716 \\ \text{Para Psy: } a = -0,9443; b = 0,8307 \\ \text{Para Qpy: } a = -0,2917; b = 0,7257 \\ \text{Para Qfa: } a = -0,5653; b = 0,7974 \end{cases}$
biomasa total (Montero et al. 2005)	$B_t = \exp(-2,50275) \cdot dbh^{2,41194} \cdot 1,03094907$	$\begin{cases} \text{Para Psy: } a = -2,50275; b = 2,41194; c = 1,03094907 \\ \text{Para Ppt: } a = -3,00347; b = 2,49641; c = 1,01516496 \\ \text{Para Qpy: } a = -2,59695; b = 2,53453; c = 1,03105097 \\ \text{Para Qfa: } a = -2,89305; b = 2,25426; c = 1,01458942 \end{cases}$
Estimación de la altura total (Lizarralde 2008)	$ht_{est} = 1,3 + (a + b \cdot H_0 + c \cdot d_g) \cdot \exp\left(\frac{d}{\sqrt{10 \cdot dbh}}\right)$	$\begin{cases} \text{Para Ppt: } a = 3,21332; b = 1,6696; c = -0,1273; d = -11,4594 \\ \text{Para Psy: } a = 2,70392; b = 1,4853; c = -0,1437; d = -8,0048 \end{cases}$
Estimación de la altura a la base de la copa (Lizarralde y Bravo 2003, y Lizarralde et al. 2004)	$hcb_{est} = \frac{ht}{1 + \exp(2,4249 - 0,031 \cdot ht - 0,06 \cdot bal - 0,7045 \cdot \ln(SBA))}$	Para Ppt
	$hcb_{est} = \frac{hlcw}{1 + \exp\left(0,12425 \cdot \frac{G}{ht} + 0,00471 \cdot SBA - 0,5725 \cdot \ln(G) - 0,00823 \cdot bal\right)}$	Para Psy
Estimación de la altura al máximo ancho de la copa (Lizarralde y Bravo 2003, y Lizarralde et al. 2004)	$hlcw_{est} = \frac{ht}{1 + \exp([1,8887 - 0,052 \cdot ht - 0,0059 \cdot bal - 0,6272 \cdot \ln(G)])}$	Para Ppt
	$hlcw_{est} = \frac{ht}{1 + \exp(-0,0123 \cdot ht - 0,0102 \cdot bal - 0,0168 \cdot G)}$	Para Psy
Estimación del máximo ancho de copa ((Lizarralde y Bravo 2003, y Lizarralde et al. 2004)	$lcw_{est} = (a + b \cdot dbh) \cdot cr^c$	$\begin{cases} \text{Para Ppt: } a = 0,215; b = 0,1823; c = 0,1693 \\ \text{Para Psy: } a = 0,9392; b = 0,1627; c = 0,2527 \end{cases}$
Perfil de copa para pinos (Hann and Hanus 2001)	$cw_h = lcw \cdot \left(\frac{ht-h}{ht-hlcw}\right)^{0,755583}$	
	$d_h = (1 + a \cdot \exp(b \cdot h_r)) \cdot (c \cdot dbh \cdot (1 - h_r))^{(f-g \cdot (1-h_r))}$	
Perfil de fuste ((Lizarralde y Bravo 2003, y Lizarralde et al. 2004)		$\begin{cases} \text{con corteza} \begin{cases} \text{Ppt: } a = 1,1034; b = -6,0879; c = 0,5656; f=0,6330; g=1,7228 \\ \text{Psy: } a = 0,4959; b=-14,2598; c=0,8474; f=0,6312; g=0,6361 \end{cases} \\ \text{sin corteza} \begin{cases} \text{Ppt: } a = 2,4771; b = -5,0779; c = 0,236; f=0,4733; g=3,0371 \\ \text{Psy: } a = 0,3485; b=-23,9191; c=0,7966; f=0,6094; g=0,7086 \end{cases} \end{cases}$

Ppt - Pinus pinaster; Psy – Pinus sylvestris; Qpy - Q. pyrenaica; Qfa - Quercus faginea; dbh_{OB}=diámetro a 1,3 m con corteza (cm); dbh_B=diámetro a 1,3m sin corteza (cm); dbh_{cre}=crecimiento en diámetro en el quinquenio por encima de la corteza (mm); dbh= diámetro a 1,3 m (cm); cr=radio de copa; SI= índice de sitio (m); G=área basimétrica (m²/ha); bal=área basimétrica acumulada de los árboles más gruesos que el sujeto (m²·ha⁻¹); H0=altura dominante (m); D_g=diámetro medio cuadrático; ht=altura total (m); hcb=altura a la base de la copa (m); hlcw=altura al máximo ancho de copa (m); lcw= máximo ancho de copa (m); mcw= máximo ancho de copa aislada (m); Bt=biomasa total (t); ht_{est}=ht estimada; hcb_{est}=hcb estimada; hlcw_{est}=hlcw estimada; lcw_{est}=lcw estimada;

3.2.5 Estimación de la productividad

La productividad forestal constituye un aspecto fundamental en la gestión sostenible de los recursos naturales, especialmente en el contexto de la silvicultura y la conservación del medio ambiente. Se refiere a la capacidad de los ecosistemas forestales para producir biomasa, madera u otros productos maderables y no maderables en un determinado período de tiempo. En el marco de los estudios II y III la estimación de la

productividad resulta imprescindible, por lo que se estimó la productividad de cada una de las áreas en las que se instalaron parcelas. Aunque la productividad potencial puede sufrir variaciones, fundamentalmente con las variaciones climáticas, cada vez más importantes, para los estudios de la tesis se consideró constante a lo largo de los inventarios realizados. El valor de productividad se calculó a partir de la edad y la altura dominante, con los que se obtuvo el Índice de Sitio (*SI*). Para ello se utilizaron tres sistemas de curvas de calidad, dos para las masas de pino silvestre (Rojo y Montero 1996 y Bravo y Montero 2001) y otra para las masas de pino negral (Bravo-Oviedo *et al.* 2004). Esas mismas ecuaciones también se emplearon para calcular la altura dominante (*H₀*) en todos los inventarios. Las ecuaciones empleadas para el cálculo se pueden ver en la Tabla 4.

3.2.6 Backdating

Es frecuente que en la medición de inventarios sucesivos no se recoja la misma información que durante el establecimiento de la parcela, bien porque sea imposible o bien por economía de tiempo y esfuerzo. Para suplir esta falta de mediciones es habitual construir relaciones estadísticas que permitan la reconstrucción de un inventario del que tenemos información reducida, habitualmente el diámetro (*dbh*) y productividad (*SI*), y la información de un inventario completo. El procedimiento que se siguió (ver Figura 8), a partir de las estimaciones de las variables de altura y copa faltantes, consistió en suponer que la ratio entre las variables reales y las estimaciones debe ser una constante (David W. Hann, comunicación personal) como refleja la ecuación [4] para la altura total. En este caso se obtuvo el valor de una variable en el inventario (-1: cinco años antes del establecimiento de la parcela) a partir de la medición de la variable en el inventario (0: establecimiento de la parcela) y las estimaciones de la variable en los dos inventarios.

$$ht_{(-1)} = ht_{(0)} \cdot \frac{ht_{(-1)est}}{ht_{(0)est}} \quad [4]$$

Este método se empleó en la estimación del máximo ancho de copa (*lcw*) y de las alturas total (*ht*), de la base de la copa (*hbc*) y del máximo ancho de copa (*hlcw*). Las ecuaciones empleadas para calcular el valor estimado de cada variable se pueden consultar en la Tabla 4. Estos cálculos se realizaron para los cuatro inventarios, incluido el resultante de

restar el crecimiento obtenido de las lecturas de los testigos en la instalación de las parcelas y que se conoce como *backdating*. En este último caso, como el crecimiento en los testigos se midió solo sobre madera (sin tener en cuenta la corteza), en el proceso de cálculo primero se estimó el valor del diámetro sin corteza, después se restó el valor del crecimiento en diámetro y posteriormente se estimó el valor del diámetro con corteza en el *backdating*.

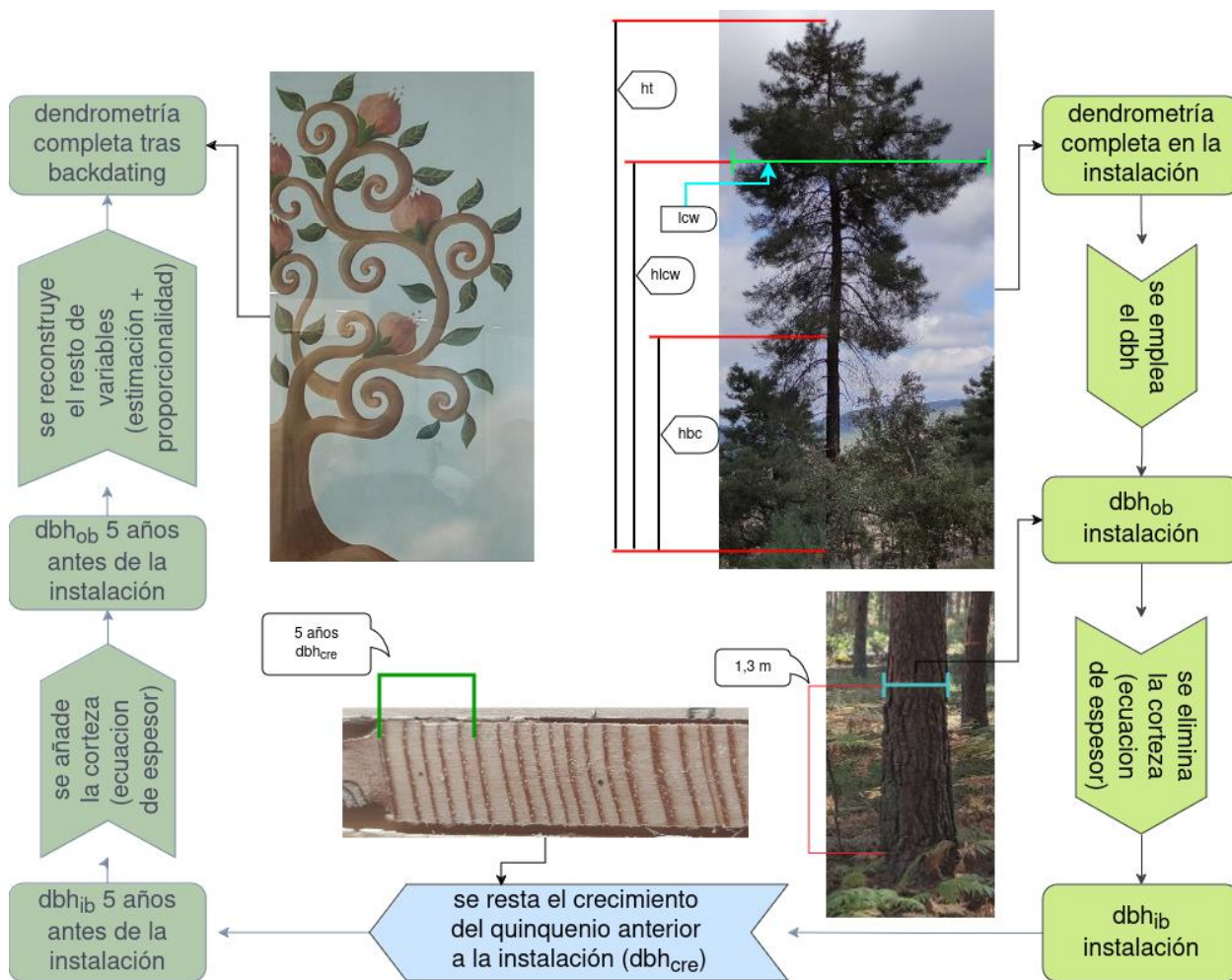


Figura 8. Diagrama del proceso de *backdating*

3.2.7 Crecimiento y eficiencia

Los estudios de crecimiento suelen analizarse como medidas de futuro, para lo que el proceso de *backdating* explicado en el apartado anterior resulta imprescindible. De esa forma conseguimos las condiciones iniciales de cada periodo de crecimiento considerado en los estudios II y III. Estas dimensiones retroproyectadas de los árboles proporcionan estimaciones no sesgadas de los componentes de crecimiento de las parcelas permanentes (Wykoff 1990), y se han aplicado ampliamente tanto en la

evaluación de medidas alternativas de competencia (Biging y Dobbertin 1992, 1995; Bravo *et al.* 2001) como en el desarrollo de modelos de desarrollo de rodales (Wensel *et al.* 1987; Wykoff 1990; Hann y Ritchie 1988 y Hann y Larsen 1991).

El crecimiento en diámetro, área basimétrica, volumen y volumen sin corteza se calculó como diferencia entre inventarios. Para el estudio II se calculó el crecimiento para el inventario (-1) construido mediante backdating, y para el estudio III se calculó en el resto de las variables para los tres quinquenios de crecimiento considerados. Se descartaron las parcelas con mortalidad entre mediciones.

Por otro lado, se supuso que las dimensiones de la copa no habían experimentado ningún cambio en el transcurso del periodo de crecimiento de cinco años, es decir, que las dimensiones iniciales de la copa eran las mismas que las dimensiones de la copa en el momento de cada periodo de crecimiento inicial.

La eficiencia del crecimiento de los árboles individuales se calculó como la ratio entre el crecimiento anual en volumen del fuste y la superficie proyectada de la copa (GE_{CPA}). Se pueden ver la ecuación en la Tabla 7.

3.2.8 Patrón de distribución espacial

El análisis espacial en el ámbito forestal es una herramienta de gran interés, y se lleva utilizando en el estudio de la competencia y el crecimiento desde el último cuarto del siglo pasado. Para este tipo de estudio, además de requerir la posición relativa de los árboles de la parcela muestreada, se deben tener medidos todos los individuos, por lo que cuando se quiere utilizar parcelas inventariadas con la metodología de radio variable, como las del IFN, hay que estar seguro de que se han medido todos los árboles inventariables ($dbh \geq 7,5$ cm). Por este motivo, para el estudio II se realizó un cribado previo en el que se eliminaron las parcelas que no cumplían este requisito.

Los índices de competencia dependientes de la distancia (DDCI) están estrechamente relacionados con la distribución espacial de los árboles, e influyen fuertemente en el crecimiento individual de los árboles. Las parcelas se dividieron en tres patrones de distribución espacial de los árboles: Agrupado, Regular y Completamente Aleatorio. Para esta tarea se utilizó la metodología desarrollada por Ripley (1977) e implementada por Moser (1987) en una macro de SAS® denominada SPATIAL. Nuestro conjunto de datos

contenía pocas parcelas con una distribución en conglomerados (sólo cuatro parcelas para el pino silvestre y ninguna para el pino negral), por lo que las parcelas clasificadas en distribuciones completamente aleatorias desde el punto de vista espacial (CSR) o en conglomerados se reclasificaron en un nuevo grupo denominado "distribución espacial no regular". Por tanto, el conjunto de datos final contenía tres subconjuntos para cada especie: regular, no regular y todo el conjunto de datos. Nuestra base de datos contenía 103 parcelas con una distribución espacial no regular (34 parcelas de pino negral y 69 parcelas de pino silvestre) y 51 con una distribución regular (33 parcelas de pino negral y 18 parcelas de pino silvestre).

3.2.9 Índices de competencia independientes de la distancia (DICI)

En el estudio II, la elección de los índices de competencia independientes de la distancia que se emplearon se basó en la selección realizada en Bravo *et al.* (2001). Se pueden distinguir dos tipos: i) los que reflejan la competencia por la luz (unilateral) que denominamos *ComA* y ii) los que reflejan tanto la competencia por la luz como por los recursos del suelo, como agua y nutrientes (bilateral) y que denotamos por *ComAB*. Las variables seleccionadas presentan las siguientes formulaciones (ecuaciones de la Tabla 5) y en las que *CCH* y *TCSA* (Hann y Wang 1990; Bigin y Doberting 1995) representan respectivamente la cobertura de copas por encima del árbol sujeto y la superficie total de copas de la parcela, y se calcularon con la ecuación de perfil de copa para pinos (ver Tabla 4) de Hann y Hanus (2001).

Tabla 5. Índices de competencia independientes de la distancia (DICI)

Tipo de índice	Ecuación
unilateral	$ComA_D = \frac{ba^2}{\ln(dbh + 2.5)}$
unilateral	$ComA_{D6} = \frac{ba^2}{\ln(dbh + 15)}$
bilateral	$ComAB_D = \sqrt{G}$
unilateral	$ComA_C = \sqrt{CCH}$
bilateral	$ComAB_C = \sqrt[3]{TCSA}$

3.2.10 Índices de competencia dependientes de la distancia (DDCI)

Los DDCI considerados en este estudio pertenecen a tres tipos de índices: i) índices de relación de tamaño (SR), que comparan las variables de tamaño de los árboles sujeto y competidores ponderando por la distancia entre ellos; ii) índices que evalúan la relación de solapamiento de copa o zona de influencia (ZO) entre los árboles sujeto y competidores; e iii) índices que evalúan el espacio de crecimiento disponible (GS) para el desarrollo del árbol sujeto. En la Tabla 6 se muestran los nueve DDCI (que con las distintas alternativas se convierten en 20 formulaciones) y una breve descripción de estos. La mayoría de los índices DDCI necesitaban alguna transformación para ajustarse mejor, por lo que se utilizó el logaritmo natural y la inversa del valor del índice para todas las ecuaciones de regresión ajustadas.

Tabla 6. Listado de índices de competencia dependientes de la distancia (DDCI)

índice y referencia	Tipo	descripción	Ecuación
Hegyí (Daniels 1976) n=1,2	SR	Hegyí, 1-2 calculado como la ratio de los dbh del sujeto y cada competidor ponderado por la distancia que los separa	$H_n = \sum_i \left(\frac{dbh_i}{dbh_s} \right)^n \cdot \frac{1}{L_i + 1}$
Hegyí 3	SR	Hegyí, 3 Modificación del índice de Hegyí basado en la masa total (Weiner 1984).	$H_3 = \sum_i \left(\frac{dbh_{i2} \cdot ht_i}{dbh_{s2} \cdot ht_s} \right) \cdot \frac{1}{L_i + 1}$
(Weiner 1984) n=1,2	SR	Weiner, 1-2 Suma de la masa total de los competidores ponderada por la distancia y por el cuadrado de la distancia entre el sujeto y los competidores.	$W_n = \sum_i \frac{Bt_i}{(L_i + 1)^n}$
(Biging and Dobbertin 1992) n=1 ⇒ h = 0.75·ht _s n=2 ⇒ h=hlw _s	SR	El índice de superposición de copas (CC) representa la ratio entre las secciones de copa a la altura 'h' del competidor y el sujeto. El índice se calculó para dos alturas diferentes: el 75 % de la altura del sujeto y la altura de la máxima anchura de copa del sujeto, según Biging and Dobbertin (1992)	$CC_n = \sum_i \frac{CC_{ih}/CC_s}{L_i + 1}$
(Tomé and Burkhart 1989)	SR	TB índice basado en el de Hegyí, añadiendo un término que refleja el estado de competitividad, de forma que los árboles dominantes tienen un efecto positivo en el índice, mientras que los suprimidos lo tienen negativo.	$TB = \sum_i \frac{dbh_i/dbh_s}{L_i + 1} - \sum_j \frac{dbh_s/dbh_j}{L_j + 1}$
(Martin and Ek 1984) t=1, -1	SR	ME este índice está basado en el de Hegyí, multiplicado por la exponencial de la ratio entre 16 veces la distancia y la suma de sus dbh. Se utilizan las dos versiones, multiplicando y dividiendo.	$ME_t = \sum_i \frac{dbh_i}{dbh_s} \cdot \exp \left(t \cdot \left(\frac{16 \cdot L_i}{dbh_i + dbh_s} \right) \right)$
(Bella 1971) n=0,1,2	ZO	El índice original de Opie (1968) es la ratio entre el máximo ancho de copa del competidor y el sujeto. Hemos utilizado la modificación de Bella (1971) que lo pondera por la ratio de dbh del competidor y el sujeto elevado a n.	$B_n = \sum_i \frac{a_i}{A_s} \cdot \left(\frac{dbh_i}{dbh_s} \right)^n$
(Ek and Monserud 1974) in (Daniels 1976) n=1 ⇒ C=mcw;n=2 ⇒ C=dbh	ZO	EM es la ratio entre el tamaño del competidor y el sujeto ponderado por el área de supeposición. Se utilizaron dos	$EM_n = \sum_i \frac{a_i}{A_s} \cdot \left(\frac{C_i \cdot ht_i}{C_s \cdot ht_s} \right)$

índice y referencia	Tipo	descripción	Ecuación
		medidas de tamaño, tamaño de la copa para el árbol aislado y el producto del dbh por la altura total.	
APAn n=1 – 4 Brown in (Nance et al. 1988)	GS	Area potencial disponible. Se calculó como en Nance et al. (1988) construyendo el diagrama de Voronoi para la parcela, y seleccionando la suma de los triángulos alrededor del sujeto, y representando su espacio para crecer. La distancia entre pares de árboles, LP _i , se pondera por el tamaño (dbh), elevado a n, donde n toma valores de 1 a 4, obteniendo 4 índices.	$LP_i = L_i \cdot \left(\frac{dbh_{i^n}}{dbh_{i^n} + dbh_{s^n}} \right)$

L_i =distancia entre el árbol sujeto y el competidor (m); CC_{ih} = sección de copa del árbol competidor a la altura 'h'; CC_s =máxima sección de copa del árbol sujeto (m^2); a_i = proyección del área de copa máxima (copa de árbol aislado) del competidor (m^2); A_s = proyección del área de copa máxima del sujeto (m^2); LP_i =distancia entre árboles ponderada por el tamaño (m)

3.2.11 Variables de copa, ocupación, respiración e índice de área foliar

Se supuso que las dimensiones de la copa no habían experimentado ningún cambio en el transcurso del periodo de crecimiento de cinco años y, por tanto, eran las mismas al principio y al final de cada periodo de crecimiento inicial. La superficie de la copa (*csa*) se calculó a partir de medidas básicas de la copa basadas en un elipsoide por encima y un cono por debajo de la anchura máxima de la copa, la superficie proyectada de la copa (*cpa*) se calculó a partir de un círculo con *lcw* como diámetro y el índice de superficie foliar sustitutivo (*treelai*) se calculó como el cociente entre *csa* y *cpa* (Tablas 3 y 4). La superficie de la copa se expresó a nivel de rodal como el cociente de la superficie sumada por unidad de superficie del suelo (m^2m^{-2} ; Tablas 5 y 6).

Para los análisis a nivel de rodal, las variables clave de productividad (superficie de fuste, superficie de copa e índice de superficie foliar sustitutivo) que ya se habían calculado a nivel de árbol tuvieron que generalizarse a nivel de rodal forestal. La cobertura de copas a nivel de rodal se estimó sumando las superficies de proyección de las copas de una parcela y expresando el total como proporción de la superficie del suelo cubierta por las copas. La eficiencia de crecimiento de los árboles individuales se calculó como la relación entre el crecimiento periódico anual del volumen del tronco y el área de proyección de las copas (GE_{CPA}). (ver Tabla 7). Estas variables se emplearon en el estudio III.

3.2.12 Estructura

Además de las variables convencionales a nivel de rodal enumeradas anteriormente, se desarrollaron dos grupos de índices como medidas de la complejidad estructural. En primer lugar, se calculó el Coeficiente de Dominancia de Crecimiento (*GDC*) para cada

parcela al principio de cada periodo de crecimiento de 5 años (West 2014). Para construir las curvas necesarias para calcular el *GDC* (véase la Figura 9), se representó gráficamente la proporción acumulada de crecimiento del volumen total de la masa (eje y) frente al volumen inicial acumulado del tronco de los árboles, ordenados de menor a mayor volumen inicial (eje x). Si todos los árboles crecen proporcionalmente a su tamaño inicial, la curva es una línea recta diagonal que va de (0,0) a (1,1). Si los árboles más pequeños contribuyen en mayor proporción al crecimiento del rodal que su contribución proporcional al volumen inicial del rodal, la curva se desplaza por encima de la diagonal. Por el contrario, si los árboles más pequeños contribuyen en menor proporción al crecimiento del rodal que su contribución proporcional al volumen inicial del rodal, y si los árboles más grandes contribuyen en mayor proporción, la curva cae por debajo de la diagonal. El *GDC* es la relación entre el área encerrada por la línea diagonal de igualdad y la curva de Lorenz y el área triangular total por encima o por debajo de la línea de igualdad. Si el crecimiento del volumen del tronco es perfectamente proporcional al volumen inicial del tronco, entonces el *GDC* es 0; se aproxima a 1 o -1 a medida que la distribución proporcional del crecimiento se aleja del volumen proporcional inicial de los árboles individuales (Tabla 6).

La segunda clase de índice caracterizó la variabilidad dentro de la parcela del *dbh* del árbol, la altura del árbol, el área proyectada de la copa y el área de superficie de la copa. Tanto el coeficiente de variación (*CV*) como el índice de diversidad tipo Shannon (*H*) se calcularon para estos cuatro atributos con el fin de determinar si la complejidad estructural del rodal contribuía marginalmente a explicar las diferencias en la productividad del rodal o de los árboles.

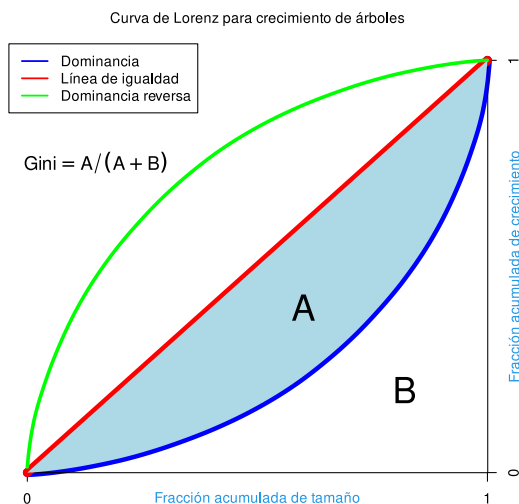


Figura 9. Cálculo del coeficiente de dominancia de crecimiento (GDC).

El coeficiente de dominancia (GDC), es la ratio entre el área encerrada por la línea diagonal de igualdad y la curva de Lorenz (A) y el área triangular total por debajo o por encima de la línea de igualdad (A+B). Hay que notar que cuando A está por debajo de la línea de igualdad tiene un valor positivo, y por lo tanto el valor de Gini cuando hay dominancia es positivo. En caso contrario, cuando hay dominancia reversa, el valor de A es negativo y también el GDC.

La segunda clase de variables caracteriza la variabilidad de tamaño de los árboles dentro de la parcela, utilizando cuatro variables indicadoras: el diámetro (*dbh*), la altura (*ht*), la proyección de la copa (*cpa*) y la superficie de la copa (*csa*). Para ello se calcularon dos tipos de índice, i) el coeficiente de variación (*CV*), y ii) el índice de diversidad de Shannon (*H*). Estos ocho índices se utilizaron en el estudio III como sustitutos de la estructura para ver cuál es el efecto marginal de la complejidad estructural del rodal en la productividad del rodal o de los árboles.

Tabla 7. Ecuaciones y variables de estructura a nivel de árbol utilizadas en el estudio III. La parte superior contiene variables a nivel de árbol, mientras que la inferior hace referencia a variables de rodal.

Variable	Surrogate for	Symbol	Definition
Crecimiento anual en volumen	Crecimiento	vol_{cre}	Pordiferencia entre inventarios
Eficiencia de crecimiento, copa considerada como el área proyectada de copa	Eficiencia de crecimiento	GE_{CPA}	$GE_{CPA_i} = vol_{cre_i} / cpa_i$

Variable	Surrogate for	Symbol	Definition
Copa considerada como la superficie de un elipsoide por encima del máximo ancho de copa y un cono por debajo (m ²)	Superficie de copa	csa	
Variable sustitua del LAI: ratio entre superficie de dos semi elipsoides y la superficie proyectada de copa	LAI	treelai	$treelai_i = csa_i / cpa_i$
Superficie proyectada de copa	Ocupación	cpa	$cpa_i = lcw_i^2 * \pi / 4$
Superficie de fuste	Respiración	bsa	Calculada con ecuaciones de perfil
Ratio entre el dbh y el máximo dbh	Estructura	reldbh	$reldbh_i = dbh_i / DBH_{max}$
Ratio entre el ht y el máximo ht	Estructura	relht	$relht_i = ht_i / H_{max}$
Superficie de fuste por hectárea	Respiración	iBSA	$iBSA = \sum_i \frac{tph_i * bsa_i}{10000}$
Fracción de cabida cubierta	Ocupación	CANCOV	$CANCOV = 100 * \sum_i \frac{tph_i * cpa_i}{10000}$
Ratio entre la superficie de copas como dos conos y la hectárea	LAI	iCSA	$iCONESA2 = \sum_i \frac{tph_i * conesa2_i}{10000}$
Máxima altura del rodal	Estructura	Hmax	Maximum value of total tree height for each plot.
Altura media del rodal	Estructura	Hmean	Average height for each plot.
Varianza ponderada de las alturas del rodal	Estructura	CV _H	$CV_H = \frac{\sum_i \frac{expf_i}{TPH} (ht_i - H_{mean})^2}{1 - \sum_i \left(\frac{expf_i}{TPH}\right)^2}$
Varianza ponderada de los diámetros del rodal	Estructura	CV _H	$CV_H = \frac{\sum_i \frac{expf_i}{TPH} (ht_i - H_{mean})^2}{1 - \sum_i \left(\frac{expf_i}{TPH}\right)^2}$
Varianza ponderada de las proyecciones de copa del rodal	Estructura	CV _{CPA}	$CV_{CPA} = \frac{\sum_i \frac{expf_i}{TPH} (CPA_i - \overline{CPA})^2}{1 - \sum_i \left(\frac{expf_i}{TPH}\right)^2}$
Varianza ponderada de las superficies de copa del rodal (elipsoides)	Estructura	CV _{CSA}	$CV_{CSA} = \frac{\sum_i \frac{expf_i}{TPH} (CSA_i - \overline{CSA})^2}{1 - \sum_i \left(\frac{expf_i}{TPH}\right)^2}$
Índice de diversidad de Shannon-para las clases de altura	Estructura	H _H	$H_H = - \sum_i \frac{tph_i}{TPH} \ln \frac{tph_i}{TPH} - \frac{nc - 1}{2 * TPH}$
Índice de diversidad de Shannon-para las clases de diámetro	Estructura	H _H	$H_H = - \sum_i \frac{tph_i}{TPH} \ln \frac{tph_i}{TPH} - \frac{nc - 1}{2 * TPH}$

Variable	Surrogate for	Symbol	Definition
Índice de diversidad de Shannon-para las clases de esbeltez de copa	Estructura	H_H	$H_H = - \sum_i^{nc} \frac{tph_i}{TPH} \ln \frac{tph_i}{TPH} - \frac{nc - 1}{2 * TPH}$
Índice de diversidad de Shannon-para las clases de proyección de copa	Estructura	H_H	$H_H = - \sum_i^{nc} \frac{tph_i}{TPH} \ln \frac{tph_i}{TPH} - \frac{nc - 1}{2 * TPH}$
Índice de diversidad de Shannon-para las clases de superficies de copa (elipsoides)	Estructura	H_H	$H_H = - \sum_i^{nc} \frac{tph_i}{TPH} \ln \frac{tph_i}{TPH} - \frac{nc - 1}{2 * TPH}$
Coefficiente de dominancia de crecimiento	Dominancia	GDC	ver Figura 9

3.2.13 Características de las variables

Se presenta a continuación de forma tabular los valores característicos de las diferentes variables empleadas en cada estudio. En la Tabla 8 los estadísticos de las parcelas empleadas en el estudio I.

Tabla 8. Características dasométricas de las parcelas utilizadas en el estudio I

		n	media	varianza	máximo	mediana	mínimo
Parcelas inventariadas	N	297	363	124327	2230	243	27
	G	297	12.20	82.15	43.85	9.79	0.24
	D_m	297	236	11849	605	219	100
	D_g	297	241	12340	609	225	100
	SDI	297	254	35900	932	203	7
Sintéticas	N	446	914	121401	2898	845	362
	G	446	38.77	49.71	60.76	38.87	21.33
	D_m	446	236	1868	363	237	115
Distribución de Poisson	D_g	446	242	1879	371	242	119
	SDI	446	804	17314	1227	806	428
	N	450	913	153225	3886	825	255
Sintéticas regular	G	450	38.82	54.40	59.81	38.56	19.61
	D_m	450	238	2258	364	239	106
	D_g	450	244	2278	372	246	108
	SDI	450	802	20097	1199	801	397

N: densidad arboles·ha⁻¹; G: área basimétrica (m²·ha⁻¹); D_m : valor medio del diámetro a 1,3 m (mm); D_g : diámetro medio cuadrático (mm); SDI: índice de Reineke; máximo: valor máximo de la variable; mediana: valor de la mediana de los datos; mínimo: valor mínimo de la variable.

En la Tabla 9 los estadísticos de las distribuciones diamétricas de parcelas del estudio I.

Tabla 9. Características generales de las clases y distribuciones diamétricas de las parcelas inventariadas

Conjunto de datos	Variable	Límites de CD (cm)		n	Media	S	Mínimo	Máximo
Parcelas inventariadas	CD 10 cm	7,5	12,4	297	96,8	170,11	0,0	900,0
	CD 15 cm	12,5	17,4	297	103,2	192,40	0,0	1309,9
	CD 20 cm	17,5	22,4	297	69,9	118,65	0,0	697,9
	CD 25 cm	22,5	27,4	297	44,1	66,93	0,0	400,0
	CD 30 cm	27,5	32,4	297	22,4	35,57	0,0	194,9
	CD 35 cm	32,5	37,4	297	10,4	18,21	0,0	100,3
	CD 40 cm	37,5	42,4	297	7,5	15,58	0,0	80,8
	CD 45 cm	42,5	47,4	297	4,3	12,16	0,0	100,5

Conjunto de datos	Variable	Límites de CD (cm)		n	Media	S	Mínimo	Máximo
	CD 50 cm	47,5	52,4	297	2,4	7,50	0,0	61,1
	CD 55 cm	52,5	57,4	297	1,0	4,00	0,0	35,7
	CD 60 cm	57,5	62,4	297	0,6	3,04	0,0	30,6
	CD 65 cm	62,5	67,4	297	0,4	2,35	0,0	23,5
	CD 70 cm	67,5	72,4	297	0,1	1,16	0,0	15,3
	CD > 72,5 cm	72,5	-	297	12,6	50,21	0,0	352,7
	a			297	7,0	3,90	3,8	21,3
	b			297	20,3	10,10	6,7	76,8
	c			297	4,0	1,26	1,0	5,0
	Sintéticas Distribución de Poisson	CD 10 cm	7,5	12,4	446	65,0	191,65	0,0
CD 15 cm		12,5	17,4	446	171,1	202,15	0,0	1273,2
CD 20 cm		17,5	22,4	446	252,7	157,96	5,1	886,2
CD 25 cm		22,5	27,4	446	229,1	95,11	10,2	550,0
CD 30 cm		27,5	32,4	446	132,2	77,59	0,0	356,5
CD 35 cm		32,5	37,4	446	49,5	50,11	0,0	229,2
CD 40 cm		37,5	42,4	446	12,2	23,01	0,0	157,9
CD 45 cm		42,5	47,4	446	2,3	7,83	0,0	86,6
CD 50 cm		47,5	52,4	446	0,2	1,62	0,0	20,4
CD 55 cm		52,5	57,4	446	0,0	0,24	0,0	5,1
CD 60 cm		57,5	62,4	446	0,0	0,00	0,0	0,0
CD 65 cm		62,5	67,4	446	0,0	0,00	0,0	0,0
CD 70 cm		67,5	72,4	446	0,0	0,00	0,0	0,0
CD > 72,5 cm		72,5	-	446	0,0	0,00	0,0	0,0
a				446	4,6	1,30	3,8	8,8
b			446	20,9	3,90	8,7	35,5	
c			446	4,0	0,61	2,4	5,0	
Sintéticas Distribución Regular	CD 10 cm	7,5	12,4	450	70,5	243,57	0,0	3453,0
	CD 15 cm	12,5	17,4	450	176,1	210,78	0,0	937,1
	CD 20 cm	17,5	22,4	450	248,9	167,51	5,1	713,0
	CD 25 cm	22,5	27,4	450	215,9	94,98	0,0	514,4
	CD 30 cm	27,5	32,4	450	129,2	77,54	0,0	366,7
	CD 35 cm	32,5	37,4	450	53,2	53,37	0,0	224,1
	CD 40 cm	37,5	42,4	450	15,2	25,77	0,0	147,7
	CD 45 cm	42,5	47,4	450	3,0	9,89	0,0	76,4
	CD 50 cm	47,5	52,4	450	0,4	2,74	0,0	35,7
	CD 55 cm	52,5	57,4	450	0,0	0,34	0,0	5,1
	CD 60 cm	57,5	62,4	450	0,0	0,00	0,0	0,0
	CD 65 cm	62,5	67,4	450	0,0	0,00	0,0	0,0
	CD 70 cm	67,5	72,4	450	0,0	0,00	0,0	0,0
	CD > 72,5 cm	72,5	-	450	0,0	0,00	0,0	0,0
	a			450	4,7	1,40	3,8	8,8
b			450	21,1	4,19	7,6	32,6	
c			450	4,0	0,61	2,1	5,0	

CD: clase diamétrica en mm; a b, c: parámetros de localización, escala y forma de la distribución de Weibull; n: número de observaciones; Media: Número medio de pies en la clase considerada; S: desviación estándar; mínimo: valor mínimo de la variable; máximo: valor máximo de la variable.

En la Tabla 10 los estadísticos de las variables empleadas en el estudio II.

Tabla 10. Características de las variables utilizadas en el estudio II

Conjunto datos	Variable (búsqueda)	Pino negral					Pino silvestre					Variable (busqueda)
		N	MIN	MAX	MEDIA	DEST	N	MIN	MAX	MEDIA	DEST	
Todas las parcelas de la especie	g _{CRE}	287	7,04	172,37	38,59	24,60	343	4,57	184,67	46,51	30,26	g _{CRE}
	g	287	0,01	0,15	0,06	0,03	343	0,01	0,27	0,08	0,05	g
	bal	287	0,00	56,00	26,73	12,74	343	0,00	77,62	32,41	15,01	bal
	CCH	287	0,00	0,86	0,19	0,19	343	0,00	1,15	0,21	0,24	CCH
	cr	287	0,12	0,66	0,31	0,10	343	0,04	0,70	0,28	0,10	cr
	CC1 (DT)	287	0,13	54,72	4,87	5,99						
	EM (DT)	287	0,26	13,03	3,68	1,97						
							343	0,00	48,25	3,75	5,27	CC2 (DT)
							343	0,00	32,44	2,45	3,93	CC2 (HAG2)
							343	0,00	31,11	2,13	3,56	CC2 (HAG4)
						343	0,00	31,11	1,97	3,69	CC2 (HAG1)	
						343	0,00	37,74	11,53	5,34	ME (HAG2)	
						343	0,00	25,07	3,67	2,72	B2 (HAG2)	
						343	0,00	9,83	1,83	1,26	H2 (HAG2)	
	SI	52	7,11	23,58	14,85	4,76	66	12,58	38,02	23,42	5,37	SI
	G	52	18,30	58,07	40,02	8,88	66	19,19	78,32	49,24	12,24	G
	TCSA	52	0,83	2,86	1,82	0,38	66	1,31	3,66	2,29	0,50	TCSA
Parcelas con distribución espacial no regular	g _{CRE}	130	7,04	172,37	30,22	20,23	214	5,94	143,85	45,69	28,76	g _{CRE}
	g	130	0,01	0,14	0,05	0,02	214	0,01	0,27	0,09	0,05	g
	bal	130	0,00	50,40	27,61	11,88	214	0,00	73,35	32,76	13,75	bal
	CCH	130	0,00	0,82	0,22	0,21	214	0,00	1,15	0,20	0,22	CCH
	cr	130	0,12	0,66	0,27	0,09	214	0,04	0,70	0,28	0,10	cr
	H1 (DT)	130	1,39	8,19	3,13	1,12						
	ME (DT)	130	1,98	10,04	4,32	1,23						
	W (DT)	130	47,45	338,71	134,81	64,14						
	CC1 (DT)	130	0,14	54,72	6,67	7,83	214	0,00	43,50	4,57	4,68	CC1 (DT)
							214	0,00	43,50	3,30	4,19	CC2 (DT)
						214	0,00	34,86	3,31	3,74	CC1 (ZO)	
						214	0,00	34,86	3,31	3,74	CC1 (FNN6)	
						214	0,00	32,49	3,15	3,68	CC1 (HAG2)	
	SI	27	7,11	21,66	13,07	3,94	47	12,58	38,02	23,40	5,52	SI
	G	27	18,30	52,02	38,80	8,22	47	19,19	78,32	48,73	12,21	G
	TCSA	27	0,83	2,28	1,73	0,37	47	1,31	3,66	2,26	0,53	TCSA
Parcelas con distribución espacial regular	g _{CRE}	155	7,76	147,84	45,97	25,64	220	4,57	184,67	47,46	31,22	g _{CRE}
	g	155	0,01	0,15	0,07	0,03	220	0,01	0,24	0,08	0,05	g
	bal	155	0,00	52,92	25,63	13,08	220	0,00	77,62	30,06	16,29	bal
	CCH	155	0,00	0,86	0,16	0,17	220	0,00	1,12	0,22	0,27	CCH
	cr	155	0,12	0,61	0,34	0,10	220	0,08	0,59	0,28	0,09	cr
	CC1 (DT)	155	0,13	21,08	3,26	3,00						
	CC2 (DT)	155	0,00	17,65	2,69	2,75						
	CC1 (FNN6)	155	0,03	10,74	2,03	1,79						
	APA4	155	0,51	45,26	13,86	8,23						
	H2 (HAG1)	155	0,00	3,97	0,18	0,53						
H3 (HAG1)	155	0,00	4,90	0,20	0,61							
						220	0,00	37,74	11,67	6,20	ME1 HAG2	
						220	0,00	32,20	5,06	5,34	ME1 HAG3	
						220	0,00	4,84	1,34	1,21	O HAG3	
						220	0,00	9,62	1,77	1,43	H3 HAG2	
						220	0,00	33,12	1,96	3,49	CC1 (FNN3)	
						220	0,00	36,20	2,38	4,08	CC1 (FR)	
						220	0,00	36,20	2,22	4,41	CC1 (HAG1)	
	SI	25	7,86	23,58	16,78	4,88	18	15,55	34,71	23,75	5,25	SI
	G	25	26,66	58,07	41,34	9,54	18	31,65	78,28	50,46	13,10	G
	TCSA	25	1,20	2,86	1,91	0,37	18	1,61	3,13	2,40	0,43	TCSA

g_{CRE} – crecimiento en área basimétrica quinquenal (cm²), g – área basimétrica individual (m²), bal – área basimétrica acumulada de los árboles mayores que el árbol sujeto, CCH – cobertura de copas sobre el ápice del árbol sujeto, cr – razón de copa.

En la Tabla 11 los estadísticos de las variables de árbol empleadas en el estudio III.

Tabla 11. Estadística descriptiva de variables y atributos de estructura a nivel de árbol utilizadas en el estudio III

Variable	Units	Symbol	Pinus sylvestris (n= 4806)				Pinus pinaster (n=6358)			
			MIN	MAX	MEAN	STD	MIN	MAX	MEAN	STD
Altura total	m	ht	5,1	33,5	18,6	5,22	3,5	22,0	11,4	2,89
Diámetro a 1,3m	cm	dbh	7,6	68,8	31,1	10,84	6,9	59,6	25,8	8,23
Volumen	dm ³	TreeVOL	16,5	4772,9	854,0	725,93	7,5	2330,2	361,9	289,05
Máximo ancho de copa	m	lcw	0,7	12,7	4,5	1,71	0,7	13,1	3,8	1,38
Altura al máximo ancho de copa	m	h lcw	1,5	28,3	14,3	4,72	0,9	19,4	8,7	2,71
Altura a la base de la copa	m	hcb	1,4	24,8	13,2	4,42	0,8	16,4	7,6	2,44
Incremento anual en volumen	dm ³ yr ⁻¹	vol _{cre}	0,05	132,47	11,87	11,771	0,01	78,94	7,84	7,202
Eficiencia crecimiento (CPA)	dm ³ yr ⁻¹ m ⁻²	GEcpa	0,00	33,68	0,85	1,071	0,01	6,88	0,76	0,663
Eficiencia crecimiento (CSA)	dm ³ año ⁻¹ m ⁻²	GEcsa	0,00	1,61	0,16	0,121	0,00	1,39	0,16	0,115
Superf. copa	m ²	csa	1,94	460,62	80,92	55,969	2,66	357,87	47,52	30,007
Sustituto de LAI		treelai	2,13	32,75	4,76	1,484	2,09	12,78	4,03	1,194
Proyección de copa	m ²	cpa	0,37	126,08	18,37	13,737	0,44	135,78	13,06	9,615
Superficie de fuste	m ² m ⁻²	bsa	0,95	40,21	12,38	6,892	0,52	21,08	6,30	3,273
Ratio dbh al máximo dbh		reldbh	0,20	1,00	0,69	0,159	0,19	1,00	0,69	0,167
Ratio ht a la máxima ht		relht	0,30	1,00	0,85	0,094	0,26	1,00	0,80	0,108

En la Tabla 12 los estadísticos de las variables de rodal empleadas en el estudio III.

Tabla 12. Estadística descriptiva de variables y atributos de estructura a nivel de rodal empleados en el estudio III

Variables	Unidades	Símbolo	Pino silvestre (n= 107)				Pino negral (n=92)			
			MIN	MAX	MEAN	STD	MIN	MAX	MEAN	STD
Densidad	árboles ha ⁻¹	TPH	212,2	4339,6	747,0	688,33	159,2	2762,2	859,4	525,66
Índice de sitio	m a edad índice	SI	11,9	34,7	23,3	4,84	7,1	23,3	14,8	4,44
Área basimétrica	m ² ha ⁻¹	G	19,6	76,5	49,0	11,10	13,4	60,7	39,4	9,48
Altura dominante	m	H ₀	10,1	33,1	21,4	5,01	5,2	22,1	13,3	3,08
Diámetro medio cuadrático	cm	Dg	13,2	53,1	33,6	9,31	10,3	44,1	26,8	7,14
Índice de Hart		s	17,4	78,3	31,2	8,49	23,2	90,7	44,6	10,29
Índice de densidad de rodal		SDI	352,8	1561,9	906,0	217,05	285,4	1227,0	790,7	185,63
Edad a 1,3 m	años	Edad	30,5	188,3	101,5	35,46	20,8	137,5	76,6	29,52
Incremento anual en volumen	dm ³ ha ⁻¹	Vol _{inc}	0.59	25.05	6.68	4.177	0.80	17.33	5.16	2.842
Bole surface area	m ² m ⁻²	iBSA	0.17	1.50	0.74	0.232	0.15	0.78	0.45	0.132
Fracción de cubida cubierta	%	CANCOV	31.82	169.24	103.95	22.200	8.33	242.93	83.49	25.700
Superficie de copa	m ² m ⁻²	iCSA	1.97	7.00	4.62	1.027	0.46	11.15	3.14	1.127
Maximum altura total	m	H _{max}	11.30	33.55	23.11	5.152	6.90	22.64	14.76	3.172
Altura media total	m	H _{mean}	8.76	31.29	19.37	4.796	5.25	20.04	11.76	2.779
Varianza ponderada de alturas		CV _H	0.44	62.82	5.35	7.031	0.26	15.85	2.09	1.807
Varianza ponderada de diámetro		CV _{dbh}	9.86	186.22	53.36	31.536	3.42	165.00	32.47	21.809
Varianza ponderada area de copa		CV _{CPA}	3.33	570.78	140.99	107.154	0.47	486.80	67.48	72.651
Varianza ponderada superficie copa		CV _{CSA}	70.73	7833.81	2403.36	1613.64	9	4069.65	756.52	689.096
Índice de Shannon para area de copa		H _H	1.62	2.85	2.32	0.225	1.30	2.84	2.11	0.220

Variables	Unidades	Símbolo	Pino silvestre (n= 107)				Pino negral (n=92)			
			MIN	MAX	MEAN	STD	MIN	MAX	MEAN	STD
Índice de Shannon para area de copa		H _{dbh}	2.01	3.18	2.70	0.223	1.86	3.06	2.60	0.227
Índice de Shannon para area de copa		H _{CPA}	0.82	2.67	2.17	0.328	0.07	2.49	1.85	0.423
Índice de Shannon para area de copa		H _{CSA}	1.43	3.11	2.71	0.293	0.52	2.85	2.35	0.354
Coefficiente de dominancia		GDC	-0.2045	0.2152	-0.0096	0.0562	-0.171	0.135	-0.008	0.0230

3.3 Métodos estadísticos

En la Tabla 13 se presentan los métodos estadísticos resumidos que se han utilizado en cada estudio a modo de guía resumen.

Tabla 13. Listado de métodos estadísticos utilizadas en los diferentes estudios

Método estadístico	Descripción	Estudio
Comparación de medias	Análisis del efecto de los factores de expansión en el valor de variables de masa (área basimétrica) y de clases de tamaño (distribución diamétrica)	I
Regresión lineal generalizada	Análisis de regresión para estudiar el crecimiento en área basimétrica a nivel de árbol y la influencia de la competencia con índices dependientes e independientes de la distancia	II
Bootstrapping para el análisis de la dominancia	Repetición de selección de un subconjunto de árboles por parcela para el cálculo de un coeficiente (GDC en nuestro caso)	III
Regresión lineal mixta de medidas repetidas	análisis de regresión mixta para estudiar el crecimiento en volumen a nivel de rodal y la influencia de la estructura de la masa	III
Regresión lineal mixta de medidas repetidas y efectos aleatorios	análisis de regresión mixta para estudiar el crecimiento en volumen a nivel de árbol y la influencia de la estructura de la masa	III

3.3.1 Análisis del error en la estimación de variables.

Para cada una de las expansiones (de las subparcelas de 5 m, 10 m, 15 m y 25 m) se calculó el error relativo medio cometido en la estimación de cada una de las variables objeto de estudio, número total de pies por hectárea, área basimétrica, diámetro medio, diámetro medio cuadrático y el número de pies de cada clase diamétrica, calculados todos como la división entre el error (diferencia entre el valor real y el valor estimado por muestreo IFN) y el valor real (ecuación [5]).

$$e = \frac{N_r - N_e}{N_r} \quad [5]$$

e: error cometido en la estimación de la variable
V_r: valor real de la variable en unidades por hectárea
V_e: valor de la variable calculada por muestreo IFN

Se ha realizado una comparación entre el error relativo cometido en cada una de las subparcelas del IFN con respecto a la parcela real. Para ello, se ha seguido el siguiente proceso operativo:

1. Análisis descriptivo de los errores relativos, consistente en calcular las siguientes medidas básicas: tamaño muestral, media, desviación típica, mediana, mínimo, máximo, intervalo de confianza al 95 % para la media e intervalo de predicción al 95 %.
2. Elaboración de los gráficos de los intervalos de confianza y predicción para las distribuciones diamétricas de parcelas inventariadas y las dos distribuciones espaciales sintéticas.
3. Por último, se ha realizado una comparación de varianzas, mediante un test de la F de Fischer, de las sucesivas extensiones para cada uno de los tipos de masas inventariadas con radio máximo de 25 m y para las distribuciones espaciales sintéticas.

Todos los cálculos se han realizado con la ayuda del paquete estadístico SAS Ins. (1999)

3.3.2 Regresión lineal generalizada

Con el análisis de regresión se pretende encontrar una relación causal entre la variable objeto de estudio, que llamamos variable dependiente o explicada, y aquellas de las que suponemos que depende, que conocemos como variables explicativas. En el caso de modelos de regresión lineal, o de los linealizados mediante transformación de las variables, la ecuación que lo representa es la siguiente ecuación [6]:

$$Y = \beta_0 + \sum_i \beta_i \cdot X_i + \xi \quad [6]$$

Y es el vector con los valores que toma la variable dependiente
X_i son los vectores de las variables explicativas
 β_i son los estimadores de los coeficientes que miden el efecto marginal de la variación en una unidad de la variable *X_i* en la variable respuesta.
 ξ es el vector de perturbaciones aleatorias.

Para que el modelo sea válido tienen que cumplirse las siguientes hipótesis básicas de un modelo de regresión:

- La perturbación tiene media nula.
- La varianza de la perturbación es constante, σ^2 .
- Las perturbaciones son independientes entre sí.
- La perturbación sigue una distribución normal.
- El número de datos disponibles es mayor que el de variables regresoras.
- Ninguna de las variables explicativas es combinación lineal de las demás.

Para construir el modelo se estimaron los parámetros β_i utilizando el método de mínimos cuadrados, que consiste en minimizar el cuadrado del error.

Significación y bondad del ajuste. Todos los análisis estadísticos se han realizado con el paquete estadístico SAS. Para ver la bondad del modelo que se ha ajustado, se calculan una serie de estadísticos y se examinan gráficas y valores que nos aseguran el cumplimiento de las hipótesis básicas.

El primer valor examinado es el *coeficiente de correlación ajustado* (“Adj R-sq” en las salidas de SAS) que indica la parte de la variabilidad de **Y** que explica el modelo, y que será mejor cuanto más se acerque su valor a 1.

Se realizó un test de hipótesis para comprobar que el conjunto de variables regresoras explican parte de la variabilidad de **Y**. La hipótesis nula es $H_0: \mathbf{X}$ no está relacionada linealmente con **Y** ($\beta_i = 0 \quad \forall i$). El estadístico empleado para comprobar la hipótesis es la relación entre el cuadrado medio del modelo y el cuadrado medio del error. Cuando no sigue la distribución de la F de Snedecor, se puede rechazar la hipótesis nula.

También se realiza un contraste de hipótesis para comprobar que cada uno de los parámetros estimados y el término independiente sean distintos de 0. Esto ocurre cuando no siguen la distribución de la t de Student.

Comprobación de las hipótesis básicas de regresión. Con lo anterior se comprueba lo bueno que es el modelo, pero también es necesario comprobar que cumple las hipótesis estadísticas que permiten su construcción.

Para comprobar que se cumple la hipótesis de independencia entre las perturbaciones, se analiza la correlación y la multicolinealidad de las variables. Para ello, primero se emplea el procedimiento PROC CORR, que devuelve para cada par de variables: el coeficiente de correlación, la probabilidad al 95 % de que exista correlación entre dichas variables, y el número de valores que tienen las variables. El coeficiente de correlación indica que los valores están más próximos a una recta cuanto más cerca esté de 1 en valor absoluto, y el signo indica el sentido de la relación lineal. En el test de hipótesis planteado, se rechaza que no exista relación lineal cuando el valor de la probabilidad sea menor que 0,05. Para examinar la multicolinealidad se emplea el *factor de inflación de la varianza* (FIV). Para considerar que no existe el valor obtenido debe ser menor de 10. Este análisis se obtiene incluyendo la opción “VIF” en el procedimiento PROC REG.

La matriz de varianzas y covarianzas estudia la influencia entre regresores, que sería nula si la matriz fuera diagonal. Este análisis se obtiene incluyendo la opción COVB en el procedimiento PROC REG.

La hipótesis de homocedasticidad (homogeneidad de la varianza) y linealidad de los residuos, se realiza analizando los gráficos de residuales frente a los valores predichos y frente a cada una de las variables regresoras. Es necesario comprobar que se distribuyen aleatoriamente por encima y por debajo de la línea de cero.

La última hipótesis que hay que comprobar es que los residuos sean normales, aplicando el procedimiento PROC UNIVARIATE con las opciones NORMAL y PLOT. Esta opción realiza el test de normalidad y elabora las gráficas de probabilidad normal y el diagrama de caja. El test que realiza depende del número de datos, siendo el de Shapiro-Wilk cuando son menos de 51 y el de Kolmogorov en caso contrario.

Análisis de valores atípicos. Se comprueba la existencia de observaciones atípicas, aquellos alejados del centro de gravedad de las variables explicativas. El criterio empleado es que el valor de los residuos estudentizados, considerando atípica la observación cuyo valor absoluto sea mayor que 2. La salida de “SAS” se obtiene incluyendo la opción “R” en el procedimiento “REG”.

Antes de realizar los análisis de regresión, se ha realizado un análisis de correlación entre variables que aparece en el anejo estadístico. En él se puede ver qué variables están

relacionadas linealmente entre sí. De esta manera se consigue elegir mejor las variables a incluir en los análisis.

Para analizar el crecimiento se construyó un modelo base sobre el modelo general de regresión, [6], obteniendo el modelo de la ecuación [7]:

$$\ln(G_{inc}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{tamaño} + \beta_2 \cdot \text{productividad} + \beta_3 \cdot \text{vigor} + \xi \quad [7]$$

La aplicación práctica de este modelo incluyó dos términos de tamaño, obteniendo como resultado la [8]:

$$\ln(G_{inc}) = \beta_0 + \beta_{11} \cdot \ln G + \beta_{12} \cdot G + \beta_2 \cdot \ln(SI - 1,3) + \beta_3 \cdot \ln(cr) + \xi \quad [8]$$

A partir de este modelo base se añadieron términos de competencia, tanto dependientes como independientes de la distancia. Se evaluó la mejora de dos términos de competencia independientes de la distancia, uno que refleja la competencia por la luz y otro la competencia por los recursos del suelo (Bravo et al. 2001), expresado según la ecuación [9]:

$$\ln(G_{inc}) = \beta_0 + \beta_{11} \cdot \ln G + \beta_{12} \cdot G + \beta_2 \cdot \ln(SI - 1,3) + \beta_3 \cdot \ln(cr) + \beta_4 \cdot \text{CompA} + \beta_5 \cdot \text{CompAB} + \xi \quad [9]$$

A continuación, se evaluó la mejora al añadir un índice de competencia dependiente de la distancia, manteniendo los índices anteriores (ecuación [10]) y sin ellos (ecuación [11]):

$$\ln(G_{inc}) = \beta_0 + \beta_{11} \cdot \ln G + \beta_{12} \cdot G + \beta_2 \cdot \ln(SI - 1,3) + \beta_3 \cdot \ln(cr) + \beta_4 \cdot \text{CompA} + \beta_5 \cdot \text{CompAB} + \beta_6 \cdot \text{CompDD} + \xi \quad [10]$$

$$\ln(G_{inc}) = \beta_0 + \beta_{11} \cdot \ln G + \beta_{12} \cdot G + \beta_2 \cdot \ln(SI - 1,3) + \beta_3 \cdot \ln(cr) + \beta_4 \cdot \text{CompDD} + \xi \quad [11]$$

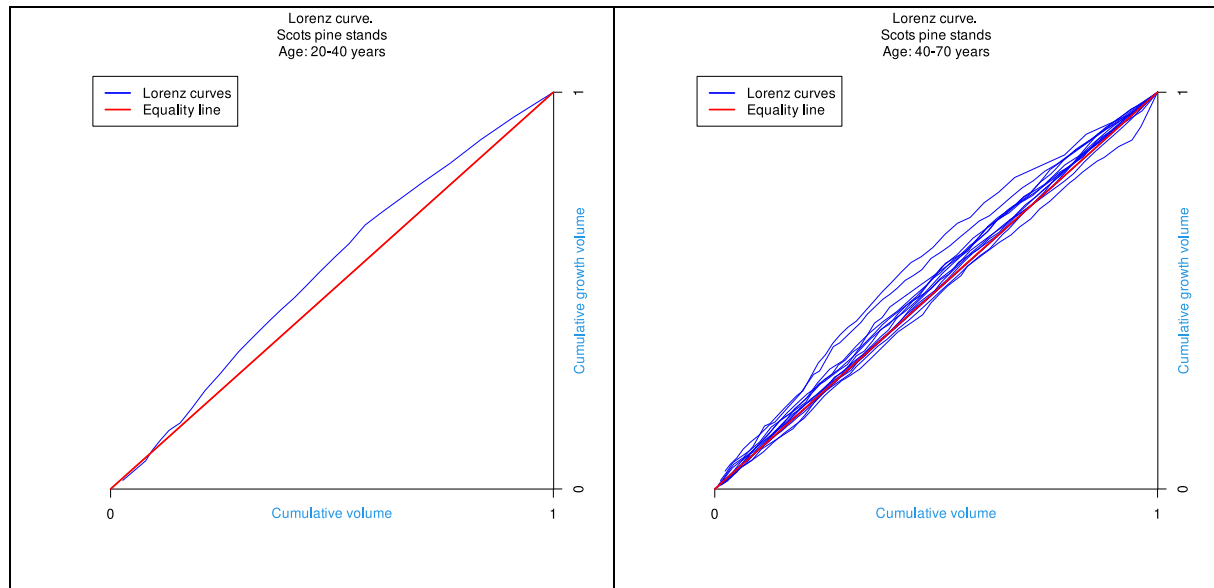
En el empleo de índices dependientes de la distancia, CompDD, además del propio índice hay que tener en cuenta la forma en la que se seleccionan los árboles competidores que afectan al árbol sujeto de estudio. Las formas de selección que se probaron son las que se indican a continuación:

- (FNN) Número fijo de competidores, los más cercanos (de tres a seis)

- (FR) Los que entran en un radio fijo alrededor del árbol sujeto de estudio, utilizando como radio el máximo ancho potencial de copa (Condés y Sterba, 2005)
- (HAG) Altura de intersección de ángulo. La elección de competidores se hizo incluyendo aquellos cuya altura superase un cono invertido imaginario colocado en la base que forme con la horizontal un ángulo de 85° y 90°, y colocado en la base de la copa con un ángulo de 65° y 70°.
- (ZO) Superposición de copa, basado en el máximo ancho de copa potencial (*mcw*), se eligieron competidores los que tenían su *mcw* incluida en la del árbol sujeto.
- (DT) Triangulación de Delaunay. Se eligieron como competidores los árboles unidos por una línea en la triangulación de la parcela.

3.3.3 Análisis de la hipótesis de dominancia

El primer paso para explorar la hipótesis de dominancia de Binkley (Binkley et al. 2002; Binkley, 2004) fue comprobar la prevalencia de la dominancia del crecimiento en las 198 parcelas. El Coeficiente de Dominancia de Crecimiento (CDC) se calculó como se ha descrito previamente (West 2014).



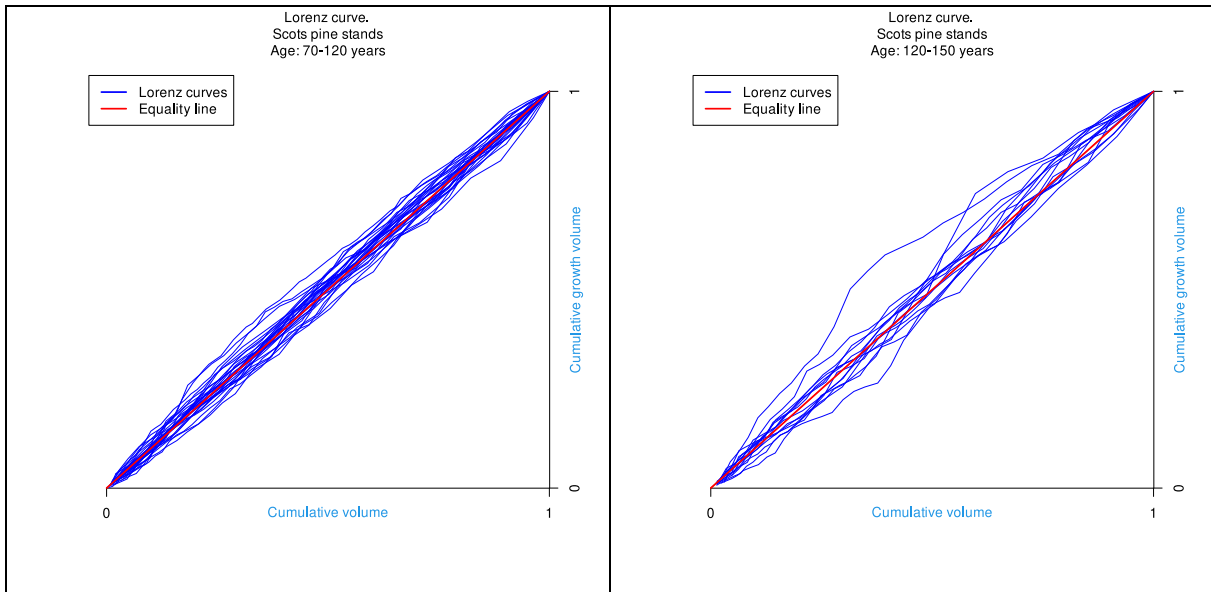
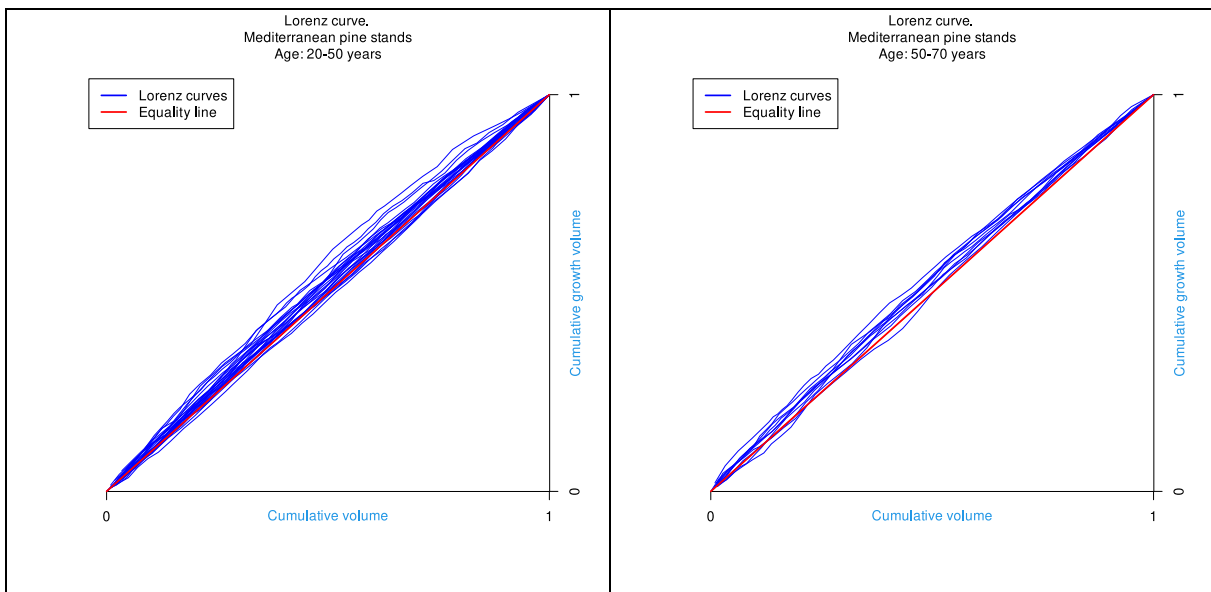


Figura 10. Gráficos GDC para masas de pino silvestre en diferentes rangos de edad: i) menos de 40 años, ii) entre 40 y 70 años, iii) entre 70 y 120 años, y iv) más de 120 años.

Las Figuras 3 (pino negral) y 4 (pino silvestre) muestran las curvas utilizadas para construir el GDC para todas las parcelas, agrupadas por edad.



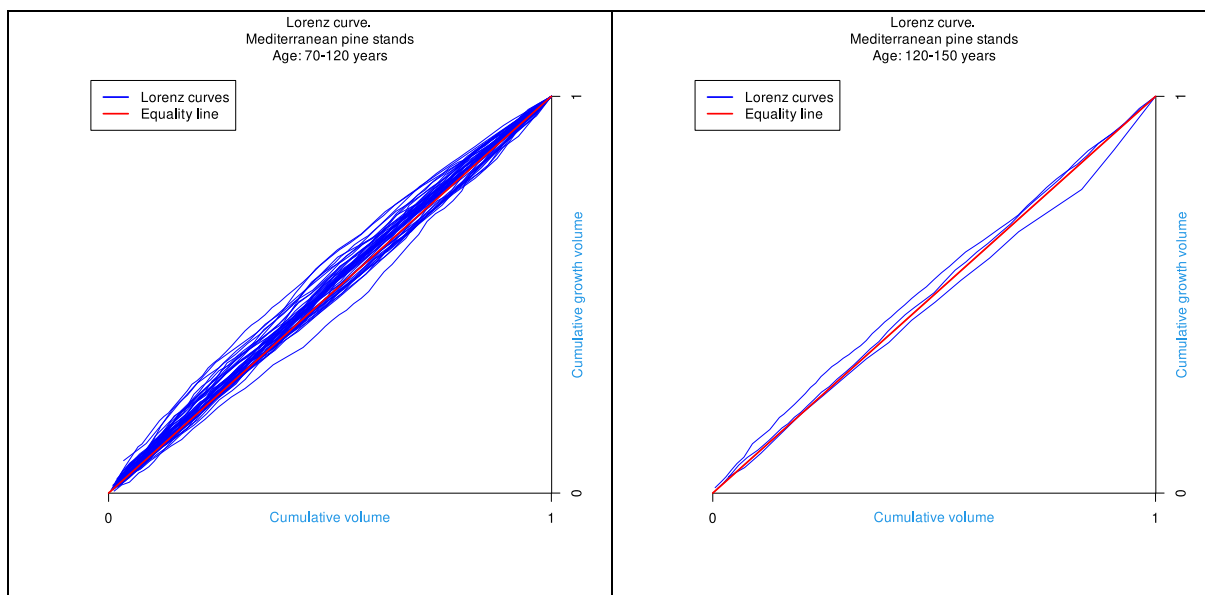


Figura 11. Gráficos GDC para masas de pino negroal en distintos rangos de edad: i) menos de 50 años, ii) entre 50 y 70 años, iii) entre 70 y 120 años, y iv) más de 120 años.

El GDC se utilizó entonces para calcular los errores bootstrap asociados (N=2000 ejecuciones y $\alpha=0,05$) para probar la hipótesis nula de que el GDC era igual a cero. Se quiso comprobar si existía alguna relación entre este coeficiente y la edad, densidad o productividad de las masas estudiadas, mediante un análisis gráfico que diferenciara los resultados significativamente diferentes de cero.

3.3.4 Regresión lineal mixta de medidas repetidas

La formulación estadística del modelo lineal mixto se representa con la ecuación [12]:

$$y_{ij} = \beta_0 + \sum_l \beta_l X_{l,ij} + \varepsilon_{ij} \tag{12}$$

i representa cada parcela,
 j representa cada quinquenios de crecimiento considerados en el análisis,
 y_{ij} es el valor observado de la variable dependiente (logaritmo natural del crecimiento anual en volumen) para la parcela i en el periodo de crecimiento j ,
 $X_{l,ij}$ el valor de la variable explicativa X_l para la parcela i en el quinquenio j
 β_0 y β_l son los parámetros estimados a partir de los datos
 ε_{ij} es el término aleatorio de error para la parcela i y el periodo j .

Se asume que los errores aleatorios cumplen [13]:

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_j^2)$$

$$Cov(\varepsilon_{ij}, \varepsilon_{i'j'}) = \begin{cases} \tau_{j,j'} & \text{si } i = i' \text{ y } j \neq j' \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \tag{13}$$

σ_j^2 es la varianza aleatoria para el quinquenio j ,
 $\tau_{j,j'}$ son la covarianza aleatoria entre el quinquenio j y el j' .

Por lo tanto, el modelo mixto presentado incluye seis parámetros de varianza para las medidas repetidas. Estos parámetros se estimaron por el método de máxima verosimilitud restringida (REML). El método por el que se eligió el mejor modelo de entre las distintas opciones planteadas fue el de menor valor del índice de Akaike (AIC).

Por lo tanto, la mezcla incluía seis parámetros de varianza para el factor de medidas repetidas definido por los tres quinquenios. Estos parámetros se estimaron mediante el método de máxima verosimilitud restringida (REML) y se utilizó el criterio de Akaike para seleccionar el mejor modelo. El cuadrado R entre los valores observados y los predichos se calculó como medida de la bondad del ajuste. Se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para comprobar la normalidad de los residuos.

Para analizar el crecimiento del volumen a nivel de rodal, se examinó la relación entre el crecimiento del volumen y las variables relacionadas con la disponibilidad de recursos, después se añadieron diversas variables estructurales y se eligieron las dos más significativas. El modelo estadístico de base expresaba el crecimiento periódico anual del volumen ($m^3 \text{ ha}^{-1} \text{ año}^{-1}$) en función de sustitutos de la productividad del lugar (SI, índice de lugar), la carga respiratoria (superficie total del fuste), la ocupación del lugar (CANCOV, cubierta de copas) y el potencial fotosintético o índice de área foliar (CSA, superficie de la copa). Se ajustó un modelo de efectos mixtos a los datos para acomodar la estructura de medidas repetidas (tres periodos de crecimiento de 5 años para cada parcela) considerando el periodo de crecimiento como un efecto aleatorio. Todos los modelos se ajustaron con PROC MIXED en SAS 9.4 (SAS Institute Inc, 2023). A continuación, se aplicó el Criterio de Información de Akaike (AIC) para seleccionar los mejores modelos logarítmicos transformados y no transformados de entre los que contenían estimaciones de parámetros estadísticamente significativas ($\alpha=0,05$), eran biológicamente interpretables (signo y valor de los parámetros) y cumplían el comportamiento biológico esperado. El modelo base resultante para las dos especies fue el descrito en la ecuación [14]

$$\ln(VOL_{cre}) = \beta_0 + \beta_1 SI + \beta_2 iBSA + \beta_3 CANCOV + \beta_4 \ln(iCSA) + \varepsilon_{ij} \quad [14]$$

Las variables estructurales probadas (una cada vez) fueron los índices de diversidad tipo Shannon (H) o los coeficientes de variación (CV) para las variables de tamaño (dbh, altura, área de proyección de la copa y superficie de la copa) (Tablas 5 y 6). El efecto marginal

de las medidas de diversidad estructural proporciona una prueba de la primera hipótesis de que la productividad a nivel de rodal disminuye con el aumento de la diferenciación de tamaño, dada una superficie total de fuste, un cierre de copa y un sustituto del LAI fijos (ecuación [15])

$$\ln(VOL_{cre}) = \beta_0 + \beta_1 SI + \beta_2 iBSA + \beta_3 CANCOV + \beta_4 \ln(iCSA) + \beta_5 Structure + \varepsilon_{ij} \quad [15]$$

Para cada especie, los modelos base seleccionados para el crecimiento a nivel de rodal y a nivel de árbol (aquellos con el menor AIC) se compararon con modelos expandidos alternativos para comprobar los efectos marginales de la estructura del rodal mediante el porcentaje de reducción del error cuadrático medio (ECM) en relación con el ECM del modelo base.

3.3.5 Regresión lineal mixta de medidas repetidas y efectos aleatorios

La formulación estadística del modelo lineal mixto se representa con la ecuación [16]

$$y_{ijk} = \beta_0 + \sum_l \beta_l X_{l,ijk} + \varepsilon_{ijk} + \delta_{ij} \quad [16]$$

i representa cada parcela,
 j representa cada uno de los tres quinquenios de crecimiento considerados en el análisis,
 y_{ijk} el valor observado de la variable dependiente (logaritmo natural del crecimiento anual en volumen) para el árbol k de la parcela i en el quinquenio j ,
 $X_{l,ijk}$ el valor de la variable explicativa X_l para el árbol k de la parcela i en el quinquenio j ,
 β_0 y β_l son los parámetros estimados a partir de los datos,
 δ_{ij} es el efecto aleatorio para la parcela i y el periodo j ,
 ε_{ijk} es el término de error aleatorio del modelo para la parcela i y el periodo j .

Se asume que los errores aleatorios cumplen [17]:

$$\begin{aligned} \delta_{ij} &\sim N(0, \omega_j^2) \\ \varepsilon_{ijk} &\sim N(0, \sigma_j^2) \\ Cov(\delta_{ij}, \varepsilon_{i'j'k'}) &= 0 \text{ para todos los valores } i, j, i', j', k' \\ Cov(\varepsilon_{ijk}, \varepsilon_{i'j'k'}) &= \begin{cases} \tau_{j,j'} & \text{si } i = i', \quad k = k' \text{ y } j \neq j' \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \end{aligned} \quad [17]$$

ω_j^2 es la varianza aleatoria entre parcelas para el quinquenio j
 σ_j^2 es la varianza aleatoria entre árboles de la misma parcela para el quinquenio j ,
 $\tau_{j,j'}$ son la covarianza aleatoria entre el periodo de cinco años j y el j' .

Por lo tanto, la mezcla incluía nueve parámetros de varianza, tres para la parcela de efectos aleatorios y seis para el factor de medidas repetidas definido por los tres quinquenios. Estos parámetros se estimaron mediante el método de máxima

verosimilitud restringida (REML) y se utilizó el criterio de Akaike para seleccionar el mejor modelo. El R cuadrado entre los valores observados y los predichos se calculó como medida de la bondad del ajuste. Se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para comprobar la normalidad de los residuos estudiados.

3.3.5.1 *Análisis del crecimiento en volumen*

Este método estadístico se empleó en el estudio III, en primer lugar, para comprender mejor la respuesta del crecimiento a los cambios estructurales, analizamos primero el crecimiento en volumen a nivel de árbol utilizando un modelo base para cada especie, luego incluimos variables relacionadas con la estructura y seleccionamos las dos variables más significativas.

En el modelo base [18], la variable dependiente fue el logaritmo del incremento periódico anual del volumen del árbol ($\text{dm}^3/\text{año}$), y las variables explicativas fueron las variables sustitutas de la productividad (SI), el tamaño del árbol (volumen, vol), la población en crecimiento (bsa), la ocupación (superficie de la copa, $iCSA$) y el índice sustitutivo del área foliar ($treelai$). Se ajustó a los datos un modelo de efectos mixtos similar al anterior para incluir la estructura de medidas repetidas, considerando el periodo de crecimiento como efecto aleatorio, pero aquí añadimos otro efecto aleatorio que considera los árboles dentro de las parcelas. A continuación, utilizamos el mismo procedimiento para seleccionar los modelos, incluyendo la transformación logarítmica si era necesario o eliminando una variable si no podíamos alcanzar la significación de los parámetros.

$$\ln(vol_{cre}) = \beta_0 + \beta_1 SI + \beta_2 vol + \beta_3 bsa + \beta_4 csa + \beta_3 treelai + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad [18]$$

Para comprobar el efecto marginal de la estructura del rodal, se consideraron el coeficiente de variación y el índice de diversidad tipo Shannon (CVs , y Hs) como variables explicativas adicionales en el modelo base seleccionado para el crecimiento periódico, anual, del volumen de árboles [19]

$$\ln(vol_{cre}) = \beta_0 + \beta_1 SI + \beta_2 vol + \beta_3 bsa + \beta_4 csa + \beta_3 treelai + Structure + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad [19]$$

3.3.5.2 *Análisis de la eficiencia del crecimiento*

Para seguir explorando la respuesta de la eficiencia del crecimiento a los cambios estructurales, se diseñó un análisis a nivel de árbol utilizando el mismo método que en

la sección anterior, con un modelo base y un modelo ampliado que incluía variables relacionadas con la estructura, del que se seleccionaron las dos variables más significativas.

Ajustamos el modelo mixto para incluir la eficiencia del crecimiento como variable de respuesta en la ecuación base: GE_{CPA} [20]

$$\ln(GE_{CPA}) = \beta_0 + \beta_1 SI + \beta_2 vol + \beta_3 bsa + \beta_4 csa + \beta_3 treelai + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad [20]$$

Para comprobar el efecto marginal de la estructura del rodal sobre la eficiencia del crecimiento tras seleccionar las transformaciones de las variables que mejor se ajustaban, añadimos el coeficiente de variación, el índice de diversidad tipo Shannon (CVs, y Hs) y el diámetro relativo del árbol o la altura del árbol al modelo base como variables explicativas adicionales, para obtener el modelo ampliado [21]

$$\ln(GE_{CPA}) = \beta_0 + \beta_1 SI + \beta_2 vol + \beta_3 bsa + \beta_4 csa + \beta_3 treelai + Structure + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad [21]$$

4 Resultados

A continuación, se presentan los resultados obtenidos en cada uno de los estudios que comprenden esta tesis.

4.1 Análisis de los factores de expansión del IFN (Estudio I)

En el estudio I se han analizado los errores que se pueden cometer al utilizar el muestreo de parcelas concéntricas respecto al que en la misma superficie considera todos los árboles como inventariables. Las variables objeto de estudio de describen a continuación: densidad, área basimétrica y distribución diamétrica.

4.1.1 Efecto de los factores de expansión en la densidad

4.1.1.1 Parcelas inventariadas.

El análisis de las parcelas reales revela que la estimación del número de árboles por hectárea es insesgada para todos los radios de expansión de las parcelas tipo IFN, es decir, los intervalos de confianza de la media del error en número de árboles por hectárea (M1 y M2) al 95 % de probabilidad incluyen el valor cero como se puede ver en la Tabla 14.

Tabla 14. Errores relativos en el número de árboles por hectárea utilizando las sucesivas expansiones respecto a la parcela circular del mismo tamaño máximo.

ESPECIE	Radio de expansión	N	error medio	S	M1	M2	P1	P2	MIN.	MAX.
Fs	5	10	-0,309	0,528	-0,687	0,069	-1,562	0,944	-1	0,498
	10	10	-0,063	0,259	-0,248	0,122	-0,677	0,55	-0,537	0,287
	15	10	-0,053	0,208	-0,202	0,096	-0,546	0,44	-0,412	0,216
	25	10	-0,102	0,25	-0,281	0,076	-0,695	0,49	-0,387	0,301
Pp/H	5	192	0,456	1,109	0,298	0,614	-1,738	2,649	-1	8,332
	10	164	0,419	0,8	0,305	0,533	-1,163	2,001	-1	8,332
	15	102	0,292	0,621	0,17	0,414	-0,946	1,53	-0,653	4,832
	25	39	0,431	0,913	0,135	0,727	-1,441	2,303	-0,376	4,832
Pp/VA	5	30	-0,078	0,843	-0,393	0,236	-1,83	1,674	-1	2,047
	10	30	0,051	0,43	-0,109	0,212	-0,842	0,944	-1	1,101
	15	30	0,082	0,312	-0,035	0,198	-0,568	0,731	-0,669	1,101
	25	11	0,116	0,204	-0,021	0,253	-0,358	0,591	-0,086	0,415
Pp/VH	5	12	0,105	1,024	-0,545	0,755	-2,24	2,45	-1	2,333
	10	12	-0,088	0,256	-0,251	0,075	-0,675	0,5	-0,583	0,287
	15	12	-0,137	0,208	-0,27	-0,005	-0,614	0,339	-0,488	0,144
	25	12	-0,084	0,247	-0,241	0,073	-0,65	0,482	-0,602	0,203
Ppi	5	6	0,205	0,232	-0,038	0,448	-0,438	0,848	-0,106	0,455
	10	6	0,104	0,068	0,032	0,175	-0,085	0,293	0,005	0,182
Ps/nat	5	14	0,106	0,268	-0,049	0,261	-0,493	0,705	-0,399	0,63
	10	14	-0,008	0,181	-0,113	0,096	-0,412	0,396	-0,407	0,359
	15	8	-0,023	0,193	-0,184	0,139	-0,506	0,461	-0,407	0,262
	25	2	0,124	0,196	-1,634	1,882	-2,921	3,168	-0,014	0,262

ESPECIE	Radio de expansión	N	error medio	S	M1	M2	P1	P2	MIN.	MAX.
Ps/rep	5	26	-0,017	0,261	-0,123	0,088	-0,566	0,531	-0,624	0,498
	10	26	0,019	0,136	-0,036	0,074	-0,266	0,304	-0,251	0,351
Qf	5	7	0,303	0,638	-0,286	0,893	-1,365	1,972	-0,426	1,202
	10	7	0,315	0,624	-0,263	0,892	-1,319	1,948	-0,426	1,202
	15	7	0,315	0,624	-0,263	0,892	-1,319	1,948	-0,426	1,202
Qp	5	8	-0,144	0,422	-0,497	0,208	-1,203	0,914	-0,732	0,501
	10	8	0,047	0,416	-0,301	0,395	-0,997	1,092	-0,641	0,769
	15	8	0,051	0,415	-0,296	0,398	-0,989	1,091	-0,641	0,769

FS: *Fagus sylvatica*, Ps/nat: Parcelas de *Pinus sylvestris* de origen natural, Qp: *Quercus pyrenaica*, Ppi: *Pinus pinaster*, Pp/VH: Parcelas de *Pinus pinea* en Viana y El Hoyo, Pp/VA: Parcelas de *Pinus pinea* en Valladolid, Pp/H: Parcelas de *Pinus pinea* en Huelva, Qf: *Quercus faginea*, Ps/rep: Parcelas de *Pinus sylvestris* procedentes de repoblación. M1 y M2: límite inferior y superior respectivamente, al 95 % de probabilidad, del intervalo de confianza, P1 y P2: límite inferior y superior respectivamente, al 95 % de probabilidad, del intervalo de predicción.

Sin embargo, hay una excepción, las masas de pino piñonero en Huelva (Pp/H) en la que hay una infraestimación de la densidad en todas las expansiones. Este comportamiento podría atribuirse a la considerable variabilidad presente en dichas masas. Por lo tanto, se puede inferir que el método de muestreo del IFN proporciona una estimación aceptable de esta variable para la mayoría de las masas. Los errores relativos promedio utilizando la parcela completa del IFN (con un radio de 25 metros) se sitúan en torno al 10 %, salvo para las masas de pino piñonero en Huelva, donde superan el 40 %. La Figura 12 muestra las características de los errores relativos en la estimación del número de árboles por hectárea.

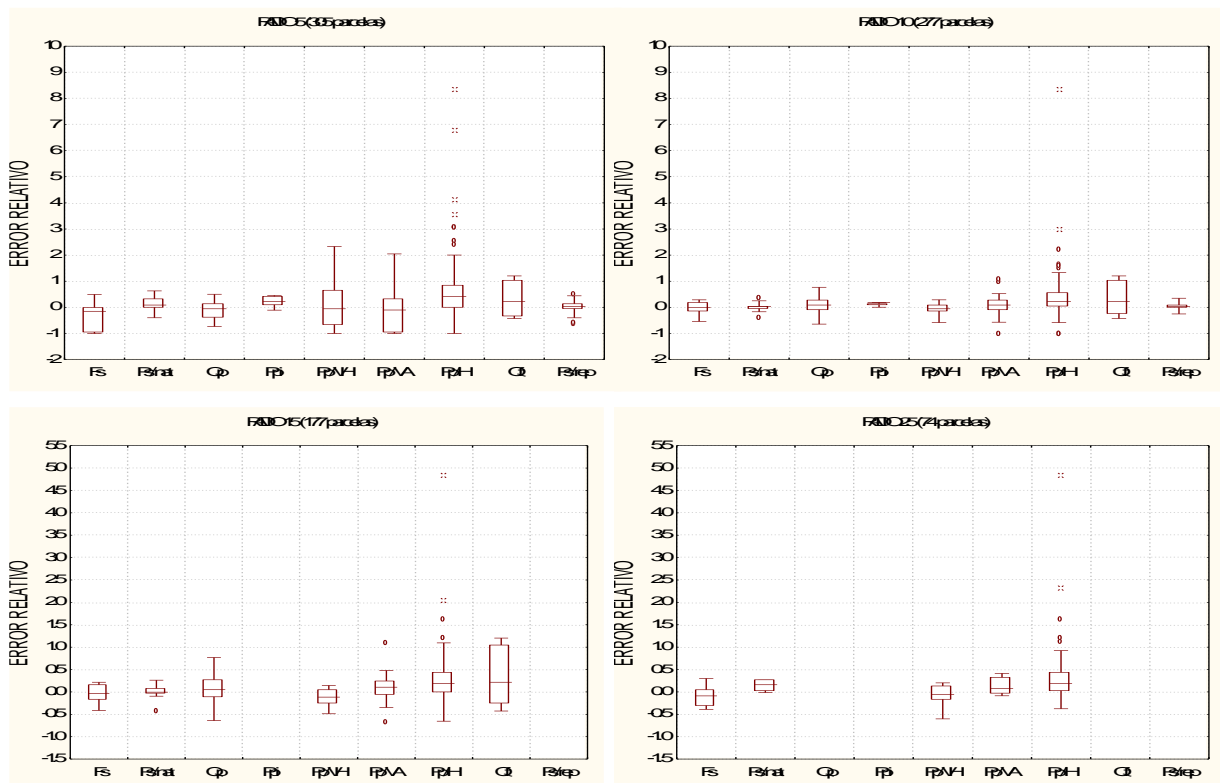


Figura 12. Características de los errores relativos de la estimación

La eficacia de las diferentes coronas que componen las parcelas concéntricas del IFN ha sido evaluada mediante test de diferencia de varianzas entre las estimaciones del número de árboles por hectárea para cada radio. Los resultados del análisis de las 52 parcelas con radio máximo de 25 metros y árboles mayores en la última corona (con un diámetro normal mayor a 42.5 cm) no muestran diferencias significativas en la comparación entre la utilización de parcelas de 25 metros en comparación con las de 15 metros (ver Tabla 15). Por lo tanto, se puede concluir que el último radio puede ser omitido al estimar el número de árboles por hectárea en el tipo de masas estudiada.

Tabla 15. Comparación de varianzas de las sucesivas extensiones para el número de árboles por hectárea utilizando las 52 parcelas reales con radio máximo igual a 25 m.

COMPARACIÓN	VARIANZA 1	VARIANZA 2	VALOR TEST F	P-VALOR
RADIO 5-RADIO10	2,70364	1,63615	1,65244	,0703
RADIO 10-RADIO15	1,63615	,59813	2,72187	,0004
RADIO 15-RADIO 25	,59813	,59668	1,00374	,9892

La Figura 13 muestra los intervalos de confianza y predicción para el error relativo del número de árboles por hectárea en función del radio de la parcela de muestreo. Se observa que la reducción en estos intervalos es mínima al cambiar de parcelas con radios de 15 a 25 metros.

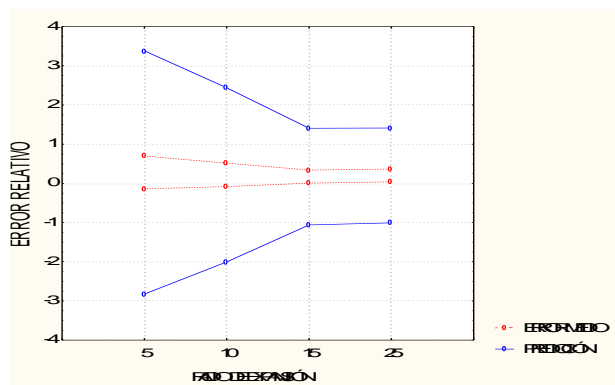


Figura 13. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del número de árboles por hectárea en función del radio de la parcela (se han utilizado las 52 parcelas reales de radio 25 metros).

4.1.1.2 Parcelas sintéticas.

Los resultados obtenidos en el análisis de las parcelas 896 sintéticas, 446 con una distribución espacial tipo Poisson y 450 con una distribución regular, muestran que la

precisión en la estimación del número de árboles por hectárea con las parcelas del IFN es mayor en las parcelas regulares que en las de tipo Poisson (Tabla 16). A medida que aumenta el radio de la parcela, la precisión también aumenta, siendo las parcelas de 25 metros las más precisas en ambos tipos de distribución. Para ambas distribuciones y en todos los radios, la estimación de esta variable es insesgada.

Tabla 16. Errores relativos en el número de árboles por hectárea para las parcelas sintéticas.

Distribución espacial	RADIO DE EXPANSIÓN	N	Error medio	S	M1	M2	P1	P2	MIN.	MAX.
Poisson	5 metros	446	-,0279	,388	-,064	,008	-,791	,735	-1,000	1,564
	10 metros	446	-,0011	,187	-,018	,016	-,368	,366	-,579	,831
	15 metros	446	,0018	,150	-,012	,016	-,294	,298	-,518	,512
	25 metros	446	,0013	,150	-,013	,015	-,294	,297	-,518	,512
Regular	5 metros	450	-,0143	,219	-,035	,006	-,444	,416	-,737	,724
	10 metros	450	-,0008	,098	-,010	,008	-,193	,191	-,375	,289
	15 metros	450	,0043	,096	-,005	,013	-,184	,192	-,280	,340
	25 metros	450	,0040	,095	-,005	,013	-,183	,191	-,296	,340

La Figura 14 muestra las características de los errores relativos en la estimación del número de árboles por hectárea para cada tipo de distribución espacial.

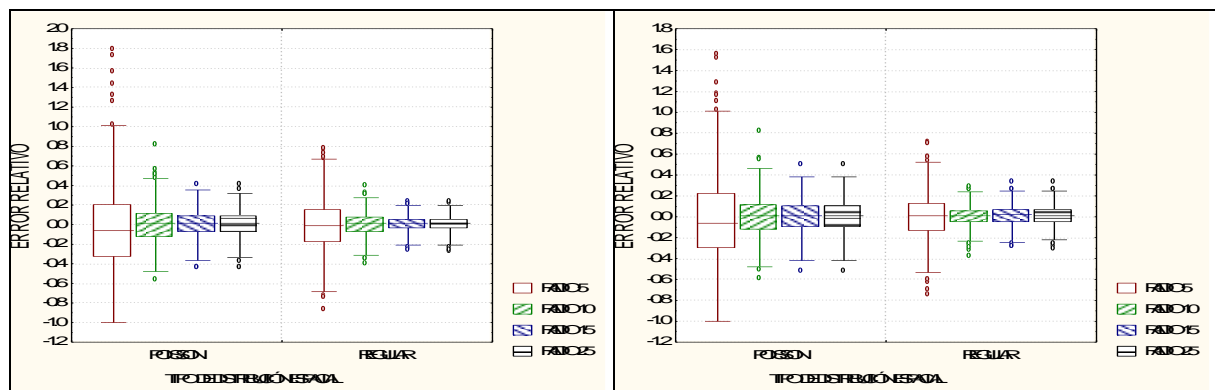


Figura 14. Principales características de los errores relativos de la estimación del número de árboles por ha (gráfico de la derecha) y del área basimétrica (gráfico de la izquierda) para cada tipo de parcela simulada (Poisson y regular).

A medida que aumenta el radio de la parcela, la precisión también aumenta, siendo las parcelas de 25 metros las más precisas en ambos tipos de distribución. Para ambas distribuciones y en todos los radios, la estimación de esta variable es insesgada. La Figura 15 muestra las características de los errores relativos en la estimación del número de árboles por hectárea para cada tipo de distribución espacial.

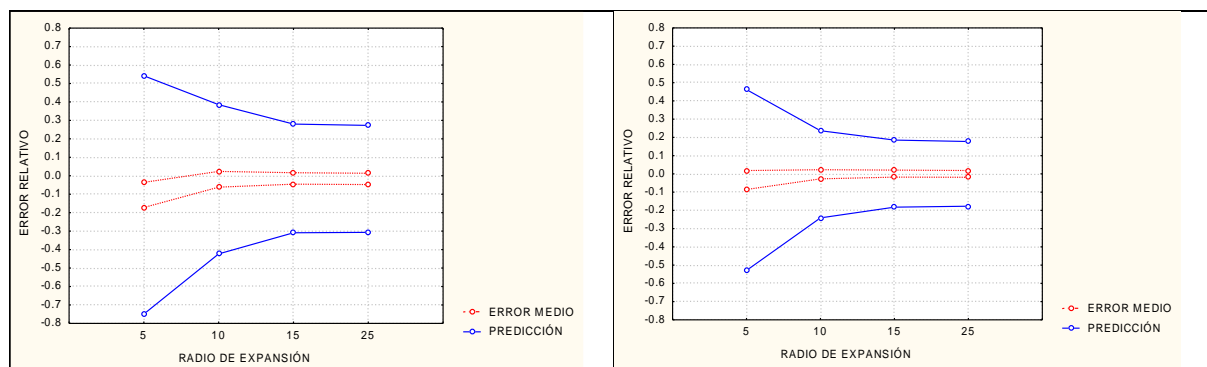


Figura 15. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del número de árboles por ha. en función del radio de la parcela y del tipo de parcela simulada. A la izquierda aparecen los intervalos para las parcelas de tipo Poisson y a la derecha para las parcelas de tipo regular.

Del resultado de la comparación de varianzas entre las parcelas con distribución Poisson y Regular se observa que son significativamente diferentes en todas las expansiones, por lo que resulta pertinente el estudio diferenciado de las dos distribuciones espaciales (Tabla 17).

Tabla 17. Comparación de varianzas entre tipo de distribución espacial para el número de árboles por ha en cada una de las expansiones.

PARCELA EXPANDIDA	COMPARACIÓN	VARIANZA 1	VARIANZA 2	VALOR TEST F	P-VALOR
RADIO 5	POISSON-REGULAR	,1503130	,0477924	3,14513	,0000
RADIO 10	POISSON-REGULAR	,0348167	,0095106	3,66081	,0000
RADIO 15	POISSON-REGULAR	,0226405	,0091472	2,47512	,0000
RADIO 25	POISSON-REGULAR	,0225187	,0090335	2,49280	,0000

Al igual que en el caso de las parcelas inventariadas, de la comparación de varianzas entre parcelas de 15 y 25 metros no muestran diferencias significativas en ninguna de las dos distribuciones espaciales (Tabla 18).

Tabla 18. Comparación de varianzas de las sucesivas expansiones para el número de árboles por hectárea en cada una de las distribuciones espaciales.

DISTRIBUCIÓN ESPACIAL	COMPARACIÓN	VARIANZA 1	VARIANZA 2	VALOR TEST F	P-VALOR
POISSON	RADIO 5-RADIO10	,1503130	,0348167	4,31728	,0000
	RADIO 10-RADIO15	,0348167	,0226405	1,53780	,0000
	RADIO 15-RADIO 25	,0226405	,0225187	1,00541	,9546
REGULAR	RADIO 5-RADIO10	,0477924	,0095106	5,02515	,0000
	RADIO 10-RADIO15	,0095106	,0091472	1,03973	,6799
	RADIO 15-RADIO 25	,0091472	,0090335	1,01259	,8946

4.1.2 Efecto de los factores de expansión en el área basimétrica

4.1.2.1 Parcelas inventariadas.

Se ha realizado un análisis similar para el área basimétrica, con resultados similares. La estimación del área basal es insesgada para casi todos los tipos de masas empleando cualquiera de los radios de las parcelas del IFN (Tabla 19). Las masas de pino piñonero en Huelva presentan una sobreestimación del área basal, con toda probabilidad y al igual

que para la densidad, debido a la gran variabilidad de esas masas. Los errores relativos oscilan alrededor del 10 % al utilizar parcelas de 25 metros de radio, excepto para las masas de pino piñonero en Huelva, donde el error medio supera el 40 %.

Tabla 19. Errores relativos en el área basimétrica utilizando expansiones basadas en el radio de 25 metros de las parcelas reales. Abreviaturas y símbolos como en la Tabla 14

ESPECIE	Radio de expansión	N	error medio	S	M1	M2	P1	P2	MIN.	MAX.
Fs	5	10	-0,167	0,637	-0,623	0,289	-1,679	1,345	-1	0,663
	10	10	0,143	0,443	-0,174	0,461	-0,909	1,196	-0,551	1,235
	15	10	0,049	0,198	-0,092	0,191	-0,42	0,519	-0,358	0,309
	25	10	-0,027	0,2	-0,171	0,116	-0,503	0,448	-0,422	0,212
Pp/H	5	192	0,484	1,05	0,335	0,634	-1,592	2,561	-1	6,376
	10	164	0,309	0,695	0,202	0,417	-1,068	1,687	-1	6,26
	15	102	0,268	0,511	0,167	0,368	-0,752	1,288	-0,719	3,579
	25	39	0,407	0,736	0,168	0,645	-1,102	1,915	-0,365	3,579
Pp/VA	5	30	-0,106	0,787	-0,4	0,188	-1,744	1,531	-1	1,951
	10	30	0,054	0,437	-0,109	0,217	-0,854	0,962	-1	1,323
	15	30	0,108	0,33	-0,015	0,231	-0,577	0,794	-0,644	1,323
	25	11	0,138	0,202	0,002	0,273	-0,332	0,607	-0,058	0,537
Pp/VH	5	12	0,773	1,89	-0,428	1,974	-3,556	5,103	-1	4,159
	10	12	0,177	0,733	-0,289	0,643	-1,503	1,857	-0,92	1,669
	15	12	0,009	0,368	-0,225	0,242	-0,834	0,851	-0,709	0,818
	25	12	0,113	0,276	-0,062	0,289	-0,52	0,747	-0,213	0,818
Ppi	5	6	0,14	0,178	-0,047	0,328	-0,355	0,636	-0,135	0,355
	10	6	0,055	0,104	-0,054	0,164	-0,234	0,343	-0,063	0,182
Ps/nat	5	14	0,134	0,342	-0,063	0,332	-0,63	0,899	-0,362	1,048
	10	14	-0,025	0,187	-0,133	0,083	-0,444	0,394	-0,277	0,504
	15	8	-0,06	0,154	-0,188	0,069	-0,445	0,325	-0,277	0,183
	25	2	0,088	0,135	-1,126	1,301	-2,014	2,189	-0,008	0,183
Ps/rep	5	26	-0,045	0,219	-0,134	0,043	-0,504	0,413	-0,509	0,386
	10	26	-0,013	0,069	-0,041	0,015	-0,158	0,132	-0,16	0,09
Qf	5	7	0,333	0,81	-0,416	1,083	-1,786	2,453	-0,507	1,74
	10	7	0,371	0,78	-0,35	1,092	-1,669	2,411	-0,507	1,74
	15	7	0,371	0,78	-0,35	1,092	-1,669	2,411	-0,507	1,74
Qp	5	8	-0,252	0,44	-0,62	0,116	-1,356	0,852	-0,874	0,337
	10	8	0,01	0,347	-0,28	0,301	-0,861	0,881	-0,752	0,293
	15	8	0,02	0,347	-0,27	0,31	-0,851	0,891	-0,752	0,293
TOTAL	5	305	0,325	0,997	0,213	0,438	-1,639	2,29	-1	6,376
	10	277	0,21	0,609	0,138	0,282	-0,99	1,411	-1	6,26
	15	177	0,189	0,467	0,12	0,258	-0,736	1,114	-0,752	3,579
	25	74	0,252	0,578	0,118	0,386	-0,907	1,411	-0,422	3,579

La Figura 16 muestra las características de los errores relativos en la estimación del área basimétrica. Al igual que en el caso del número de árboles por hectárea, se ha evaluado la eficiencia de las diferentes coronas que componen las parcelas concéntricas del IFN mediante el análisis de las diferencias entre las varianzas encontradas en las estimaciones del área basal para cada radio.

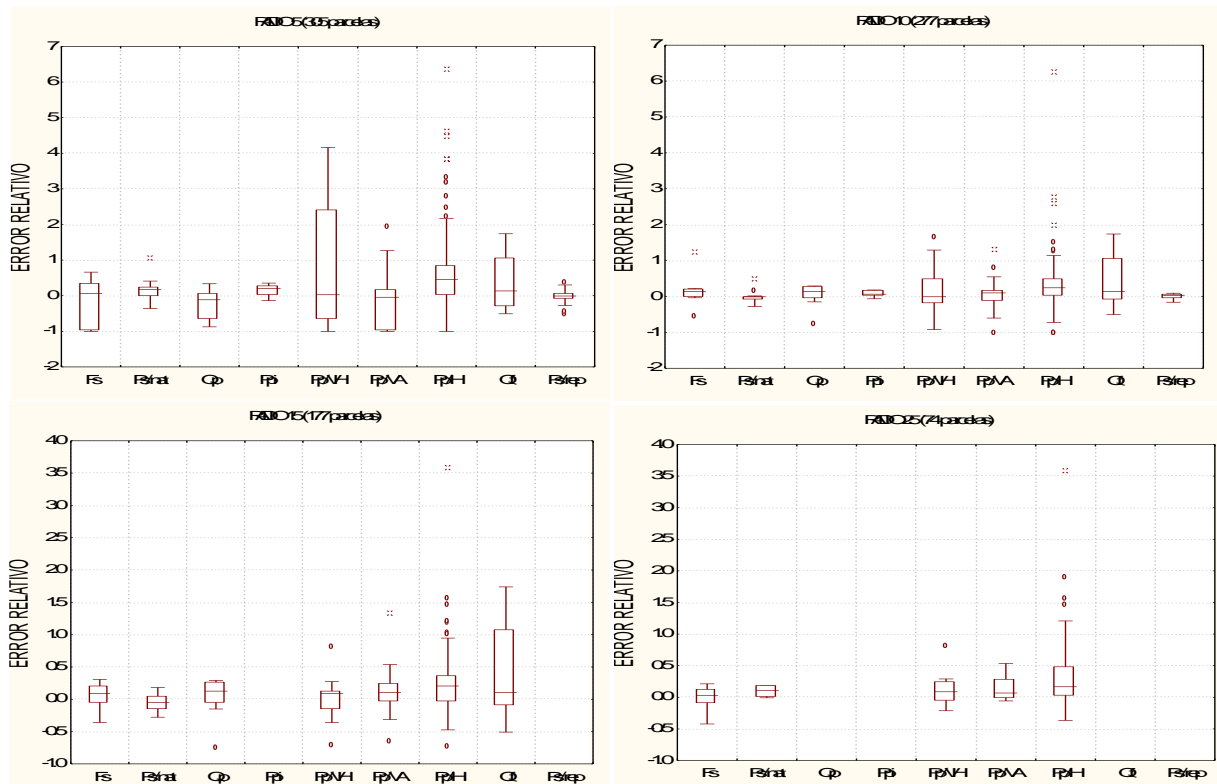


Figura 16. Principales características de los errores relativos de la estimación del área basimétrica para cada tipo de masa utilizando parcelas reales. Abreviaturas como en la tabla 3.

El análisis de las 52 parcelas con radio máximo de 25 metros muestra que no existen diferencias significativas al utilizar parcelas de 25 metros en comparación con las de 15 metros (Tabla 20). Por tanto, al igual que en el caso anterior, se puede prescindir del último radio al estimar el área basimétrica en masas similares a las estudiadas.

Tabla 20. Comparación de varianzas de las sucesivas extensiones para el área basimétrica utilizando las 52 parcelas reales con radio máximo igual a 25 m

COMPARACIÓN	VARIANZA 1	VARIANZA 2	VALOR TEST F	P-VALOR DEL TEST
RADIO 5-RADIO10	2,35045	1,20365	1,95277	,0163
RADIO 10-RADIO15	1,20365	,371157	3,24296	,0000
RADIO 15-RADIO 25	,371157	,356924	1,03988	,8873

La Figura 17 muestra los intervalos de confianza y predicción para el error relativo del área basal en función del radio de la parcela de muestreo. Se observa una pequeña reducción en estos intervalos al cambiar de parcelas con radios de 15 a 25 m.

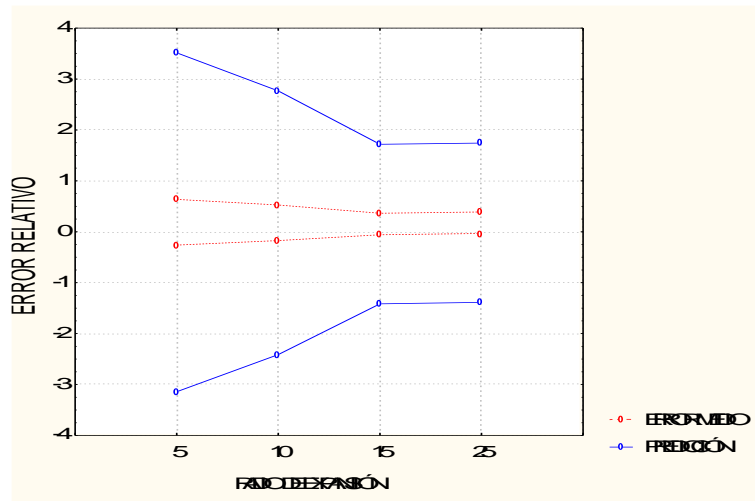


Figura 17. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del área basimétrica (gráfico de la derecha) en función del radio de la parcela (se han utilizado las 52 parcelas reales de radio 25 metros).

4.1.2.2 Parcelas sintéticas.

Los resultados en el análisis del error en la estimación del área basimétrica en parcelas sintéticas son similares al obtenido con la densidad. Son todas insesgadas (salvo la parcela de 5 m en distribución de Poisson) y la precisión aumenta con el tamaño de la parcela como se puede apreciar en la Tabla 21.

Tabla 21. Errores relativos en el área basimétrica para las parcelas sintéticas.

Distribución espacial	RADIO DE EXPANSIÓN	N	Error medio	S	M1	M2	P1	P2	MIN,	MAX,
Poisson	5 metros	446	-,0398	,415	-,078	-,001	-,855	,776	-1,000	1,803
	10 metros	446	-,0005	,189	-,018	,017	-,373	,372	-,549	,826
	15 metros	446	,0032	,132	-,009	,016	-,257	,264	-,432	,416
	25 metros	446	,0025	,132	-,010	,015	-,256	,261	-,432	,416
Regular	5 metros	450	-,0212	,267	-,046	,004	-,547	,505	-,858	,781
	10 metros	450	-,0071	,119	-,018	,004	-,242	,227	-,395	,405
	15 metros	450	,0001	,084	-,008	,008	-,164	,165	-,247	,242
	25 metros	450	-,0002	,082	-,008	,007	-,161	,160	-,270	,242

En la Figura 18 podemos apreciar de forma gráfica la drástica reducción del error en las tres primeras coronas, pero cómo se suaviza entre la tercera y la cuarta corona.

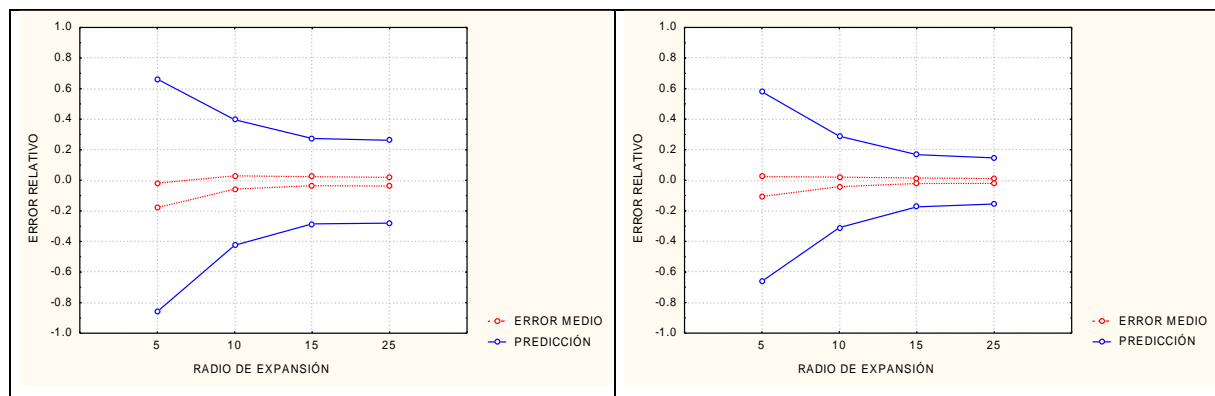


Figura 18. Intervalo de confianza al 95 % para el error relativo medio e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo del área basimétrica en función del radio de la parcela y del tipo de parcela simulada. A la izquierda aparecen los intervalos para las parcelas de tipo Poisson y a la derecha para las parcelas de tipo regular.

Al comparar las varianzas entre las parcelas con distribución Poisson y Regular se observa que son significativamente diferentes en todas las expansiones, por lo que en el análisis del área basimétrica también resulta pertinente el estudio diferenciado de las dos distribuciones espaciales (Tabla 22).

Tabla 22. Comparación de varianzas de las distribuciones espaciales para el área basimétrica por ha en cada una de las expansiones.

DIÁMETRO DE EXPANSIÓN	COMPARACIÓN	VARIANZA 1	VARIANZA 2	VALOR TEST F	P-VALOR
RADIO 5	POISSON-REGULAR	,1717930	,0715442	2,40122	,0000
RADIO 10	POISSON-REGULAR	,0357705	,0142063	2,51793	,0000
RADIO 15	POISSON-REGULAR	,0175118	,0069857	2,50680	,0000
RADIO 25	POISSON-REGULAR	,0172962	,0066704	2,59298	,0000

Y de la comparación de varianzas entre parcelas de 15 y 25 metros se aprecia que no muestran diferencias significativas en ninguna de las dos distribuciones espaciales, lo que sugiere que se podría eliminar la parcela de 25 metros sin perjuicio en la precisión de la estimación del área basimétrica (Tabla 23).

Tabla 23. Comparación de varianzas de las sucesivas expansiones para el área basimétrica en cada una de las distribuciones espaciales.

DISTRIBUCIÓN ESPACIAL	COMPARACIÓN	VARIANZA 1	VARIANZA 2	VALOR TEST F	p-VALOR
POISSON	RADIO 5-RADIO10	,1717930	,0357705	4,80265	,0000
	RADIO 10-RADIO15	,0357705	,0175118	2,04265	,0000
	RADIO 15-RADIO 25	,0175118	,0172962	1,01246	,8961
REGULAR	RADIO 5-RADIO10	,0715442	,0142063	5,03609	,0000
	RADIO 10-RADIO15	,0142063	,0069857	2,03362	,0000
	RADIO 15-RADIO 25	,0069857	,0066704	1,04727	,6248

4.1.3 Efecto de los factores de expansión en la distribución diamétrica

4.1.3.1 Parcelas inventariadas.

Se han calculado los intervalos de confianza para cada especie y clase diamétrica, teniendo en cuenta todas las parcelas. La tabla 11 presenta un resumen de las clases diamétricas por especies para las que la estimación del error es sesgada. Para el haya, en las expansiones de 15 m y 25 m, la estimación del número de pies es insesgado, ya que para todas las clases diamétricas (salvo la de 10 cm) el intervalo de confianza incluye el valor 0. En la expansión de 10 m para 3 clases diamétricas el intervalo de confianza no incluye el valor cero, al igual que ocurre en la mitad de las clases diamétricas de la expansión de 5m.

Tabla 24. Resumen de clases diamétricas en las que la estimación del número de pies es sesgada

ESPECIE	EXPANSIÓN	Clases diamétricas en las que los intervalos de confianza son sesgados (cm)
Haya	5	10, 15, 25, 35, 45, 50, 55
	10	10, 35, 40
	15	10
	25	10
Piñonero (Huelva)	5	15, 30, 55
	10	25, 30, 55
	15	25, 30, 35
	25	15, 30, 35, 45
Piñonero (Valladolid)	5	20, 45, 55, 60
	10	
	15	
	25	
Piñonero (Viana / El Hoyo)	5	10, 15, 20, 25, 30
	10	10
	15	10
	25	10
Pinaster	5	
	10	
Silvestre	5	30
	10	
	15	
	25	
Quejigo	5	15
	10	
	15	
Rebollo	5	20
	10	
	15	

Los intervalos de confianza del número de árboles para el pino piñonero en Huelva incluyen el cero en todas las clases diamétricas salvo en tres para cada una de las expansiones de las parcelas de radio 5 m, 10 m y 15 m y para 4 clases diamétricas en la expansión de 25 m. En las parcelas de Valladolid, el intervalo de confianza incluye el valor 0 para todas las expansiones salvo para la expansión de las parcelas de radio 5 m en las clases diamétricas de 20 cm, 45 cm, 55 cm y 60 cm, mientras que, en las parcelas de Viana de Cega y Hoyo de Pinares, el intervalo de confianza incluye el valor 0 para todas las expansiones salvo para la expansión de radio 5 m en las clases diamétricas menores de 32,5 cm, y en todas las expansiones la clase diamétrica de 10 cm.

En todas las parcelas, para las cuatro especies restantes, el radio máximo de parcela es menor de 25m. En las parcelas de pino negral se ha obtenido que el intervalo de confianza de todas las clases diamétricas en todas las expansiones incluye el cero, mientras que, para las parcelas de las otras tres, alguna de las estimaciones es sesgada: para las parcelas de quejigo la de clase diamétrica de 15 cm en la expansión de 5 m, para las de rebollo la clase diamétrica de 20 cm en la expansión de 5 m y por último, para las de pino silvestre la clase diamétrica de 30 cm en la expansión de 5 m.

También se han comparado las varianzas de los errores relativos que se cometen en cada una de las expansiones para las parcelas que tienen árboles mayores de 42,5 cm y en las que se puede inscribir una parcela de 25 m de radio (41 parcelas). Para la distribución diamétrica se presentan diferencias en las clases superiores, a partir de 42,5 cm de diámetro. En las clases diamétricas más pequeñas no hay diferencias significativas entre las varianzas de la expansión de 15 m y 25 m, pero sí entre las anteriores (5 m y 10 m, o 10 m y 15 m); solo en las clases diamétricas de 10 cm y 20 cm no hay diferencias significativas entre las expansiones.

Como se puede apreciar en la tabla c2 (anejos) no se observan diferencias significativas en ninguno de los parámetros que caracterizan la distribución diamétrica (N , d_{\min} , d_{med} , d_g) ni en ninguno de los parámetros de la distribución de Weibull al comparar las varianzas de las expansiones de 15 m y 25 m. Sin embargo, sí se aprecian diferencias significativas al comparar entre la expansión de la parcela de 5 m y la de 10 m o entre la expansión de 10 m y la de 15 m.

En las mismas parcelas en las que se ha comparado la varianza de las expansiones se ha realizado un análisis gráfico para ver la evolución del intervalo de confianza en las expansiones de las diferentes subparcelas. En la Figura 19 se presentan los errores de las variables representativas de la distribución diamétrica, diámetro medio y diámetro medio cuadrático. Se puede apreciar la gran disminución del error de la expansión de radio 5 m hasta la de 15 m y como apenas varía de la de 15 m a la de 25 m. Lo mismo se puede apreciar en las Figuras a1 a a7 de anejos para las clases diamétricas menores de 42,5 cm.

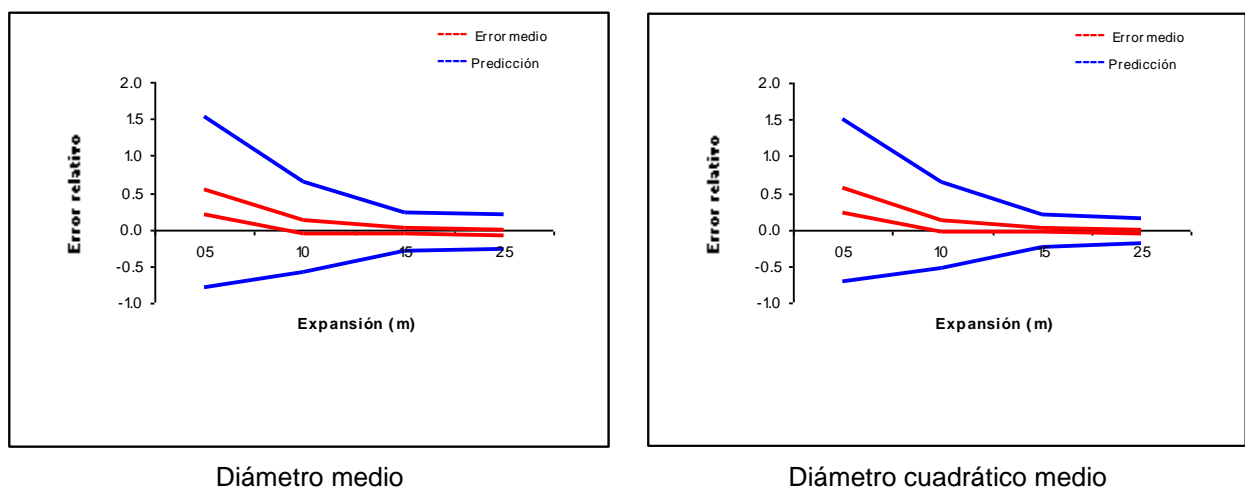


Figura 19. Parcelas inventariadas. Intervalo de confianza al 95 % e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo.

4.1.3.2 Parcelas sintéticas.

Se han calculado los intervalos de confianza para cada distribución espacial y clase diamétrica, teniendo en cuenta todas las parcelas simuladas (Tabla 25). En las parcelas de distribución espacial tipo Poisson, el cálculo del número de pies por clase diamétrica es insesgado para todas las expansiones, salvo para las clases de 35 cm, 40 cm y 50 cm en la expansión de 5 m. Para las parcelas con distribución espacial regular la situación es similar con un intervalo de confianza que no incluye el valor cero tan sólo para la clase diamétrica de 50 cm en la expansión de 5 m.

Tabla 25. Resumen de clases diamétricas en las que la estimación del número de pies es sesgada

Distribución	EXPANSIÓN	Clases diamétricas en las que los intervalos de confianza son sesgados (cm)
regular	5	50
	10	
	15	
	25	
Poisson	5	35, 40, 50
	10	
	15	
	25	

Se han comparado las varianzas de los errores relativos en cada expansión, teniendo en cuenta tan sólo aquellas parcelas en las que existen pies cuyo diámetro sea mayor de 42,5 cm. (Tablas c3 y c4 de anejos) Para la distribución diamétrica, en las parcelas simuladas, al igual que en las parcelas inventariadas, se observan diferencias significativas en las clases superiores, a partir de la clase diamétrica de 42,5 cm. También se aprecia que no existen diferencias significativas entre las varianzas de las expansiones de 15 m y 25 m para las clases diamétricas menores. Sin embargo, se encontraron diferencias al comparar alguna de las anteriores expansiones, de 5 m a 10 m o de 10 m a 15 m, salvo para la clase diamétrica menor, donde no se encontraron diferencias significativas al comparar las varianzas, ni en parcelas de distribución Poisson ni en las de distribución regular.

En la comparación de parcelas simuladas tampoco se aprecian diferencias significativas en ninguno de los parámetros que caracterizan la distribución diamétrica (N , d_{\min} , d_{med} , d_g) ni en ninguno de los parámetros de la distribución de Weibull al comparar las varianzas de las expansiones de 15 m y 25 m. Sí que existen diferencias significativas al comparar alguna de las expansiones menores, salvo para las parcelas de distribución regular en las que no hay diferencia en el diámetro mínimo en ninguna de las expansiones.

En la comparación gráfica de las parcelas simuladas ocurre lo mismo que para las parcelas inventariadas, con una disminución sustancial al pasar de la expansión de 5 m a las de 15 m, siendo menor la disminución de la corona de 15 m a la de 25 m, corroborando los resultados obtenidos en la comparación de varianzas. Los resultados son similares en las parcelas de distribución espacial de Poisson y regular como se refleja en las Figura 9 para los diámetros medio y medio cuadrático.

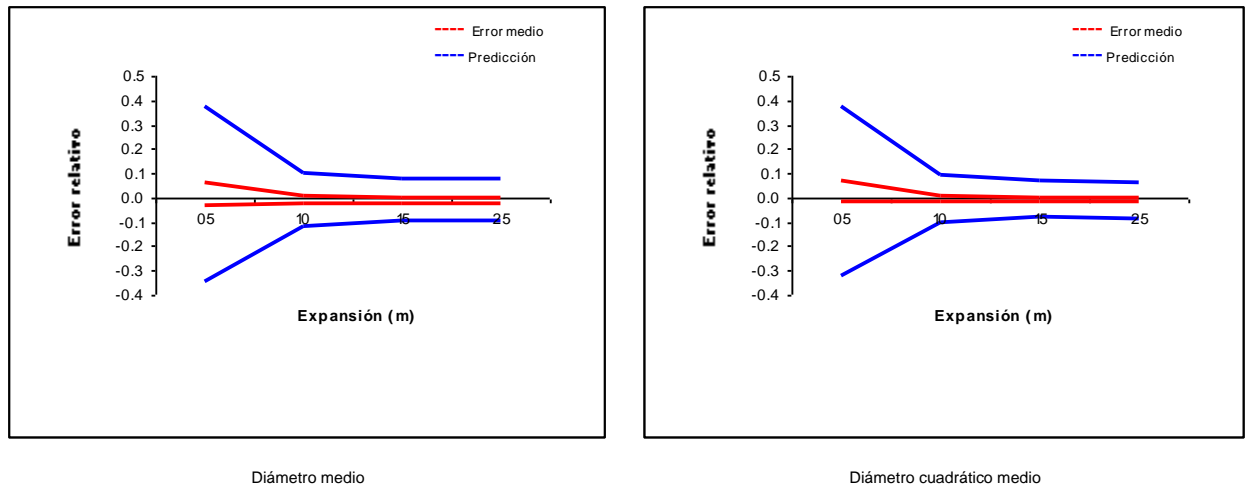


Figura 20. Parcelas distribución espacial Poisson. Intervalo de confianza al 95 % e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo.

Las distribuciones diamétricas tienen una distribución del error similar a las parcelas inventariadas, con disminución de forma brusca de la parcela de 5 m hasta la subparcela de 15 m y con una variación menor desde la de 15 m a la de 25 m. (Figura 21).

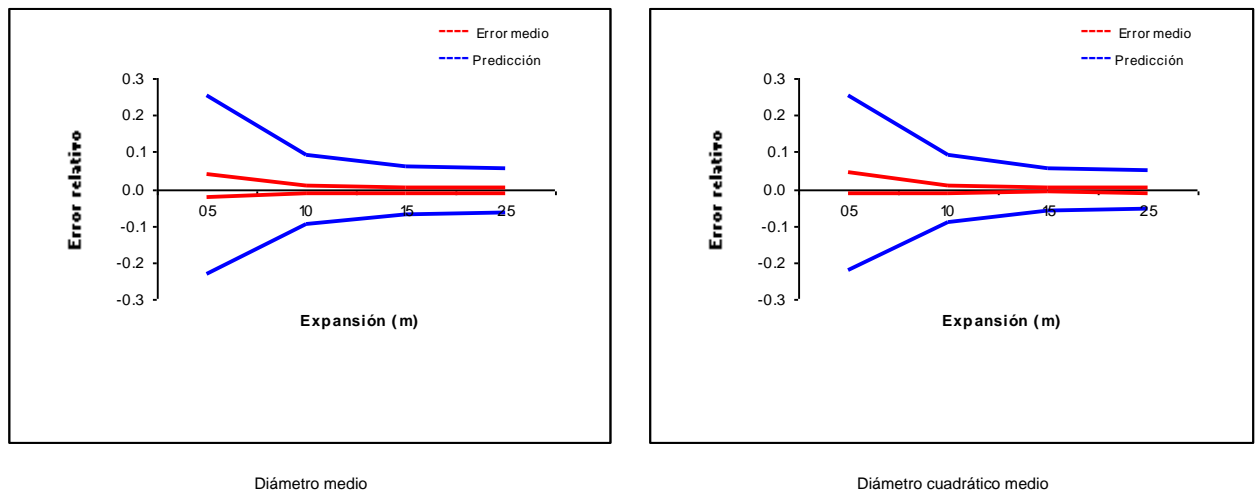


Figura 21. Parcelas distribución espacial regular. Intervalo de confianza al 95 % e intervalo de predicción al 95 % para el error relativo.

En las clases diamétricas de tamaño mayor de 42,5 cm sigue disminuyendo el error de manera análoga a lo que ocurre en la comparación de varianzas. La clase diamétrica de 10 cm es la única que no presenta ningún tipo de variación, debido a que solo se miden en la parcela de 5 m.

4.2 Crecimiento en área basimétrica (Estudio II)

Los resultados de este estudio, en el que se analizó el crecimiento en área basimétrica individual mediante ajustes de regresión lineal generalizada, permitieron explorar el diferente comportamiento en los de los índices de competencia, dependientes (DDCI) e independientes (DICI) de la distancia, para cada distribución espacial y la influencia de la tolerancia a la sombra de las masas de las dos especies.

Como se comentó en el capítulo anterior, en las bases de datos empleadas en este estudio, compuestas por parcelas en masas puras de pino silvestre y de pino negral, se dividieron en subconjuntos de acuerdo a la distribución espacial encontrada, de forma que los análisis de regresión se probaron en las dos masas con tres conjuntos de datos, i) la base de datos completa, ii) con la selección de parcelas con distribución espacial regular y iii) con el subconjunto de parcelas con distribución espacial no regular (incluye Poisson y agregados).

En primer lugar, seleccionamos el mejor índice DICI para cada uno de los subconjuntos de datos, y posteriormente comparamos las extensiones con las diversas opciones de índices DDCI. (Se pueden ver los resultados de las regresiones en la Tabla 13). La selección del mejor candidato DICI se realizó a partir del cribado realizado por Bravo *et al.* (2001), y se encontró que los índices ‘bilateral’ basados en la copa se comportaron mejor para la base de datos completa de pino negral. Por el contrario, se encontraron mejores regresiones para el índice de área basimétrica de rodal para el resto de los conjuntos de datos; para cada base de datos clasificada de pino negral, las distribuciones espaciales regulares y no regulares obtuvieron mejores resultados, así como para todos los conjuntos de datos de pino silvestre.

Respecto a los índices ‘unilateral’, se encontró que los índices basados en variables de copa funcionaron mejor para las parcelas de pino silvestre, probablemente debido a que esta especie tiene mayor dependencia de la luz; por el contrario, para las masas de pino

negral sólo funcionaron mejor en las parcelas con distribución espacial regular. Para cada DICI, ('unilateral' y 'bilateral'), la variabilidad del crecimiento en área basimétrica explicada por regresión fue bastante similar, y se seleccionó el mejor índice entre las variables significativas. En ambas especies, el coeficiente ajustado de la regresión fue de alrededor del 56 % para la distribución espacial regular, y menor (~ 43 %) para la distribución espacial no regular, lo que apoya la idea de que estos índices son menos adecuados para esta distribución espacial.

La ecuación base se comparó con la expandida incluyendo índices dependientes y/o independientes de la distancia como se muestra en la (Tabla 27), donde se muestran los mejores resultados. Respecto al método de selección de competidores, el mejor fue la triangulación de Delaunay para las masas de pino negral. Este resultado coincide con el comportamiento de una especie compite por recursos del suelo, aunque el método del ángulo (HAG) también reportó buenos resultados con el empleo conjunto de índices dependientes e independientes de la distancia. Para masas de pino silvestre, el mejor método de selección de competidores fue el del ángulo (HAG) para ambos tipos de distribución espacial, lo que es coherente con el comportamiento esperado de una especie que compite prioritariamente por la luz. Sin embargo, la selección por el método de triangulación tuvo un mejor ajuste para la distribución espacial no regular. Estos resultados apoyan la idea de que la triangulación de Delaunay es un buen método para analizar la competencia, o al menos como método de selección de competidores.

Tabla 26. Ajustes de las regresiones de crecimiento en área basimétrica con índices DICI

dataset		ADJRSQ	Intercept	Ln(g)	Ln(SI)	Ln(cr)	comAB _D	comAB _C	comA _D	comA _{D6}	comA _C
Pino negral	Todas	0,5339	4,14 **	0,32 **	0,54 **	0,39 **		-0,29 *	-0,03 **		
	no regular	0,4316	4,92 **	0,47 **	0,29 **	0,26 **	-0,06 *			-0,02 *	
	regular	0,5656	4,52 **	0,37 **	0,55 **	0,36 **	-0,10 **				-0,58 **
Pino silvestre	Todas	0,4829	4,32 **	0,53 **	0,71 **	0,43 **	-0,10 **				-0,46 **
	no regular	0,4521	4,27 **	0,48 **	0,67 **	0,46 **	-0,09 **				-0,48 **
	regular	0,5612	4,53 **	0,67 **	0,94 **	0,30 **	-0,20 **				-0,38 **

g – área basimétrica individual (m²/ha), SI – Índice sitio (m), cr – Ratio de copa, comAB_D – basado en diámetro, bilateral DICI, comAB_C – Basado en la copa, bilateral DICI, comA_D – basado en diámetro, unilateral DICI, comA_{D6} – basado en diámetro, unilateral DICI, comA_C – Basado en la copa, unilateral DICI.

El mejor DDCI para las masas de pino negral fue el índice de cruce de copa, y el resto de los basados en la copa. Para las parcelas clasificadas como de distribución espacial no regular, los mejores índices fueron los basados en la copa. Para las parcelas de

distribución regular los mejores índices fueron los basados en la copa cuando se incluyen DIC1, pero basados en diámetro o en APA si solo se incluyen DDC1.

Tabla 27. Ajustes de las regresiones de crecimiento en área basimétrica añadiendo DDC1

DataSet	% improv. mod. base	ADJRSQ	Intercept	Ln(BA)	Ln(CR)	Ln(SI)	comAB	comA	comDD value	ComDD variable and search radius
all	base	0,5084	4,67 **	0,54 **	0,44 **	0,37 **				
	4 %	0,5270	4,29**	0,41**	0,3**	0,43**	-0,05n.s.	-0,03**		
	8 %	0,5500	3,57**	0,4**	0,17n.s.	0,4**			0,96**	1/(CC ₁) DT
	8 %	0,5514	3,71**	0,37**	n.s.	0,43**	n.s.	n.s.	0,82**	1/(CC ₁) DT
	7 %	0,5421	4,13**	0,34**	n.s.	0,46**	n.s.	n.s.	-0,19**	ln(CC ₁) DT
	6 %	0,5390	3,7**	0,41**	0,22*	0,41**	n.s.	-0,02*	0,88**	1/(EM ₂) DT
Pino negral	5 %	0,5337	4,24**	0,4**	0,24*	0,42**	n.s.	-0,02*	-0,19*	ln(EM ₂) DT
	base	0,5028	5,17 **	0,62 **	0,3 **	n.s.				
	-1 %	0,4966	5,55 **	0,67 **	0,31 *	n.s.	n.s.	n.s.		
	4 %	0,5246	4,34 **	0,5 **	n.s.	0,23 *	n.s.	n.s.	0,75 *	1/(CC ₁) DT
	6 %	0,5315	4,85 **	0,6 **	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	1,02 **	1/(CC ₁) DT
	4 %	0,5239	4,33 **	0,63 **	0,25 *	0,22 *	n.s.	n.s.	2,88 **	1/(ME ₁) DT
Pino negral	4 %	0,5238	3,67 **	0,46 **	0,25 *	n.s.	n.s.	n.s.	2,84 **	1/(H ₁) DT
	4 %	0,5214	5,25 **	0,74 **	0,26 *	n.s.	n.s.	n.s.	26,48 **	1/(W ₂) DT
	base	0,3937	4,38 **	0,49 **	0,51 **	0,45 **				
	26 %	0,4949	4,97 **	0,41 **	n.s.	0,46 **	-0,15 *	-1,01 **		
	15 %	0,4520	2,97 **	0,33 **	n.s.	0,53 **			1,02 **	1/(CC ₁) DT
	14 %	0,4488	3,5 **	0,28 **	n.s.	0,55 **			-0,34 **	ln(CC ₁) DT
Pino negral	12 %	0,4406	3,66 **	0,3 **	n.s.	0,55 **			-0,27 **	ln(CC ₂) DT
	10 %	0,4348	3,13 **	0,36 **	n.s.	0,52 **			0,83 **	1/(CC ₁) FNN_6
	30 %	0,5110	5,16 **	0,46 **	n.s.	0,46 **	-0,15 *	-0,97 **	0,16 *	H ₂ HAG_1
	30 %	0,5106	5,17 **	0,46 **	n.s.	0,46 **	-0,15 *	-0,98 **	0,14 *	H ₃ HAG_1
	29 %	0,5096	5,16 **	0,45 **	n.s.	0,46 **	-0,15 *	-0,96 **	0,27 *	ln(H ₃) HAG_1
	29 %	0,5091	3,47 **	n.s.	n.s.	0,49 **	n.s.	-1,04 **	0,02 *	APA ₄ DT
all	base	0,3458	4,01 **	0,5 **	0,5 **	0,52 **				
	12 %	0,3883	4,47 **	0,46 **	0,32 **	0,64 **	-0,14 **	-0,53 **		
	16 %	0,3996	3,55 **	0,39 **	0,45 **	0,46 **			0,87 **	1/(CC ₂) DT
	13 %	0,3924	3,37 **	0,42 **	0,41 **	0,52 **			0,65 **	1/(CC ₂) HAG_2
	13 %	0,3909	3,35 **	0,41 **	0,49 **	0,56 **			0,56 **	1/(CC ₂) HAG_4
	12 %	0,3884	3,18 **	0,43 **	0,4 **	0,59 **			0,52 **	1/(CC ₂) HAG_1
Pino silvestre	21 %	0,4172	3,62 **	0,32 **	n.s.	0,78 **	-0,1 *	-0,57 **	-0,03 **	ME ₁ HAG_2
	19 %	0,4100	3,9 **	0,42 **	0,31 **	0,64 **	-0,11 **	-0,34 *	0,49 **	1/(CC ₂) HAG_2
	19 %	0,4113	4,04 **	0,36 **	n.s.	0,69 **	-0,11 *	-0,52 **	-0,26 **	ln(B ₂) HAG_2
	17 %	0,4062	4,06 **	0,35 **	0,21 *	0,68 **	-0,11 *	-0,5 **	-0,33 **	ln(H ₂) HAG_2
	base	0,3191	3,39 **	0,4 **	0,56 **	0,66 **				
	15 %	0,3666	4,14 **	0,38 **	0,4 **	0,71 **	-0,14 *	-0,56 **		
Pino silvestre	26 %	0,4024	3,41 **	0,2 **	0,31 **	0,59 **			-0,44 **	ln(CC ₁) DT
	24 %	0,3958	3,58 **	0,25 **	0,51 **	0,59 **			-0,35 **	ln(CC ₂) DT
	23 %	0,3919	3,46 **	0,25 **	0,35 **	0,57 **			-0,39 **	ln(CC ₁) ZO
	23 %	0,3919	3,46 **	0,25 **	0,35 **	0,57 **			-0,39 **	ln(CC ₁) FNN_6
	31 %	0,4165	3,87 **	0,22 **	0,25 *	0,63 **	n.s.	-0,37 *	-0,36 **	ln(CC ₁) DT
	29 %	0,4114	3,99 **	0,26 **	0,27 *	0,62 **	n.s.	-0,4 *	-0,32 **	ln(CC ₁) ZO
Pino silvestre	29 %	0,4114	3,99 **	0,26 **	0,27 *	0,62 **	n.s.	-0,4 *	-0,32 **	ln(CC ₁) FNN_6
	28 %	0,4088	3,74 **	0,26 **	0,27 *	0,67 **	n.s.	-0,43 *	-0,29 **	ln(CC ₁) HAG_2
	base	0,4797	5,35 **	0,69 **	0,56 **	n.s.				
	5 %	0,5026	5,11 **	0,67 **	0,27 *	0,74 **	-0,19 **	-0,39 *		
	5 %	0,5014	4,48 **	0,59 **	0,55 **	0,53 **			-0,03 **	ME ₁ HAG_3
	3 %	0,4926	4,62 **	0,6 **	0,39 **	0,46 **			-0,02 *	ME ₁ HAG_2
Pino silvestre	2 %	0,4878	4,66 **	0,58 **	0,4 **	0,41 *			-0,08 *	H ₃ HAG_2
	2 %	0,4877	4,94 **	0,65 **	0,56 **	0,43 *			-0,07 *	O HAG_3
	10 %	0,5272	5,52 **	0,72 **	0,37 **	0,72 **	-0,21 **	-0,44 **	0,03 **	CC ₁ HAG_1
	9 %	0,5221	5,33 **	0,71 **	0,34 *	0,74 **	-0,2 **	-0,46 **	0,03 **	CC ₁ FNN_3
	7 %	0,5137	5,21 **	0,69 **	0,31 *	0,77 **	-0,21 **	-0,44 *	0,02 *	CC ₁ FR
	7 %	0,5110	4,48 **	0,58 **	n.s.	0,81 **	-0,16 *	-0,4 *	-0,02 *	ME ₁ HAG_2

ComDD – índices dependientes de la distancia, DT – triangulación de Delaunay, FNN_n - 'n' vecinos más cercanos, HAG – ángulo de exclusión, ZO – superposición de copas, FR –radio fijo.

El mejor resultado de DDC1 para pino silvestre fue basado en la copa, sobre todo para las parcelas de distribución no-regular, con alrededor de un 30 % de mejora. Para el conjunto de parcelas completo, solo se eligieron dos índices basados en el diámetro,

mientras que, para las parcelas de distribución regular, la mitad estaban basados en el diámetro.

4.3 Distribución espacial y eficiencia de crecimiento (Estudio III)

4.3.1 Análisis del coeficiente de dominancia en el crecimiento

Casi el 20 % (21 de 107 parcelas) del conjunto de datos de pino silvestre tenía un Coeficiente de Dominancia de Crecimiento (GDC) significativamente distinto de cero en el crecimiento desde la fecha anterior al primer inventario, y entre el primer y segundo inventario en dos parcelas. Los conjuntos de datos de pino negral tuvieron un 47,83 % de GDC distinto de cero (44 de 92 parcelas) en crecimiento desde la fecha anterior al primer inventario.

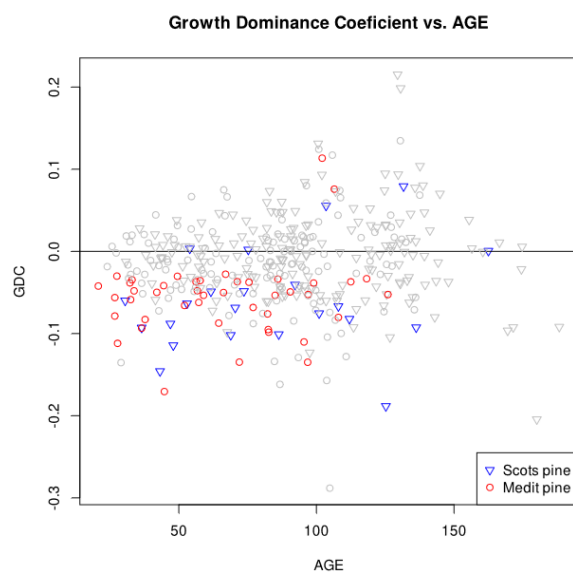


Figura 22. Coeficiente de dominancia del crecimiento representado frente a la edad. En gris las parcelas con valores no significativamente diferentes de 0 tras el bootstrapping en esta y las siguientes gráficas

El gráfico de GDC vs. Edad (Figura 22) no muestra una clara evolución de la dominancia con la edad en ninguno de los rodales muestreados, aunque las 4 parcelas que presentaban dominancia tenían más de 100 años. Sin embargo, la mayoría de las parcelas con GDC significativo mostraron dominancia inversa en todo el rango de edad. Un comportamiento similar se observó para la densidad (Figura 23) y la productividad (Figura 24), que no presentaron una tendencia clara.

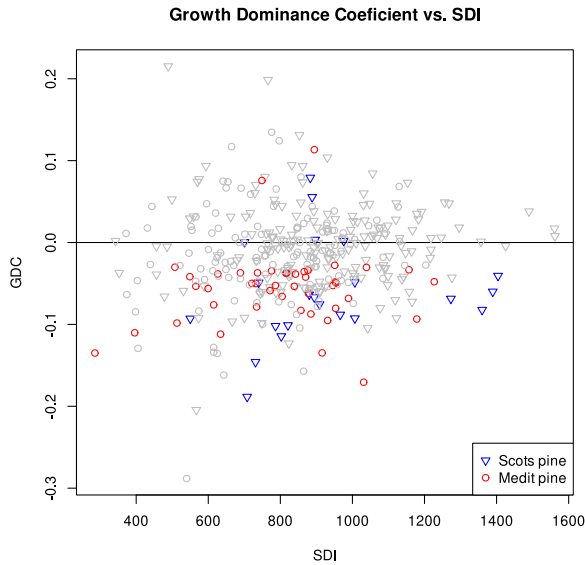


Figura 23. Coeficiente de dominancia del crecimiento representado frente al índice de densidad del rodal

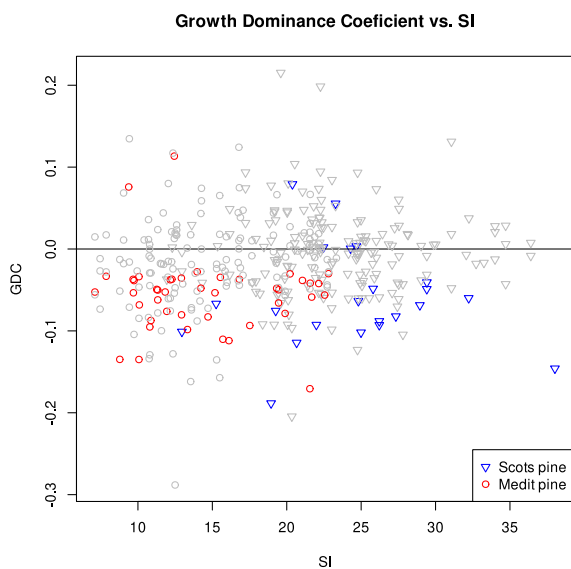


Figura 24. Coeficiente de dominancia del crecimiento representado frente a la productividad (SI)

4.3.2 Crecimiento en volumen a nivel de masa

Con este análisis, queríamos evaluar si el aumento de la diversidad estructural afectaba negativamente a la producción de madera. Los resultados indicaron que el crecimiento del volumen se ralentizaba a medida que aumentaba la diversidad estructural (representada por el índice tipo Shannon), aunque el efecto era más relevante en las masas de pino silvestre, especialmente para la diversidad del tamaño de la superficie de la copa. Los modelos ampliados también se ajustaron por el coeficiente de variación (CV), pero los resultados fueron peores que para el índice de diversidad tipo Shannon.

Las variables explicativas para describir el crecimiento tallo-volumen a nivel de rodal fueron similares para ambas especies, es decir, la superficie total de fuste por hectárea (transformada logarítmicamente), la cubierta de copas (transformada logarítmicamente) y el sustituto del LAI (transformado logarítmicamente para los rodales de pino negral) (Tabla 28). En estos modelos base, el crecimiento a nivel de rodal aumentó al aumentar la superficie de fuste y la superficie media de copa, pero disminuyó al aumentar la cubierta de copas (véanse los resultados de los modelos mixtos en la Tabla 31 para pino silvestre y Tabla 32 para pino negral).

Las variables explicativas para describir el crecimiento del volumen de fuste a nivel de rodal fueron similares para ambas especies, es decir, la superficie total de fuste por hectárea (transformada logarítmica), la cubierta de copas (transformada logarítmica) y el sustituto del LAI (transformada logarítmica para los rodales de pino negral) (Tabla 28). En estos modelos base, el crecimiento a nivel de rodal aumentó al aumentar la superficie de fuste y la superficie media de copa, pero disminuyó al aumentar la cubierta de copas (Resultados detallados del modelo mixto en la Tabla 31 para pino silvestre y Tabla 32 para pino negral).

Tabla 28. Variables y estadísticos de ajuste del modelo base para predecir el crecimiento del volumen del tronco de pino negral y pino silvestre a nivel de parcela. variables significativas $\alpha=0.05$. Variables incluidas en el modelo base (1): SI , $\ln(iBSA)$, $\ln(CANCOV)$, $iCSA$; base (2): SI , $\ln(iBSA)$, $\ln(CANCOV)$, $\ln(iCSA)$.

Variable respuesta	Ecuación	Variable estructura	DF	Pseudo Adj R ²	R-MSE	Reducción MSE	
Pino silvestre							
Crecimiento en volumen a nivel de rodal	base (1)		78	58 %	0.3954		
	base (1) + estructura	H _{CSA}	78	60 %	0.3563	18.81 %	
		H _H	78	60 %	0.3854	4.99 %	
	Pino negral						
	base (2)			84	64 %	0.3033	
	base (2) + estructura	H _H		84	66 %	0.2967	4.26 %
		H _{CSA}	84	65 %	0.2983	3.22 %	

Para ver el efecto de la estructura sobre el rodal, los modelos se ampliaron con variables de diversidad estructural (H) y variabilidad estructural (CV). De las variables ajustadas, se seleccionaron las dos expansiones que dieron el mejor resultado, o el AIC más bajo.

Los modelos expandidos con mejores variables estructurales estadísticamente significativas para el pino silvestre incluyeron el índice de diversidad tipo Shannon para

las dos variables de tamaño de copa (H_{CSA}) y altura (H_H), que redujeron el MSE en un 19 % y un 5 % respectivamente (Tabla 28).

En las masas de pino silvestre, el crecimiento disminuyó al aumentar la uniformidad de las clases de tamaño, como indica el mayor índice de diversidad tipo Shannon para la superficie de la copa (H_{CSA}) y la altura total (H_H). Véanse los efectos marginales en la Figura 25.

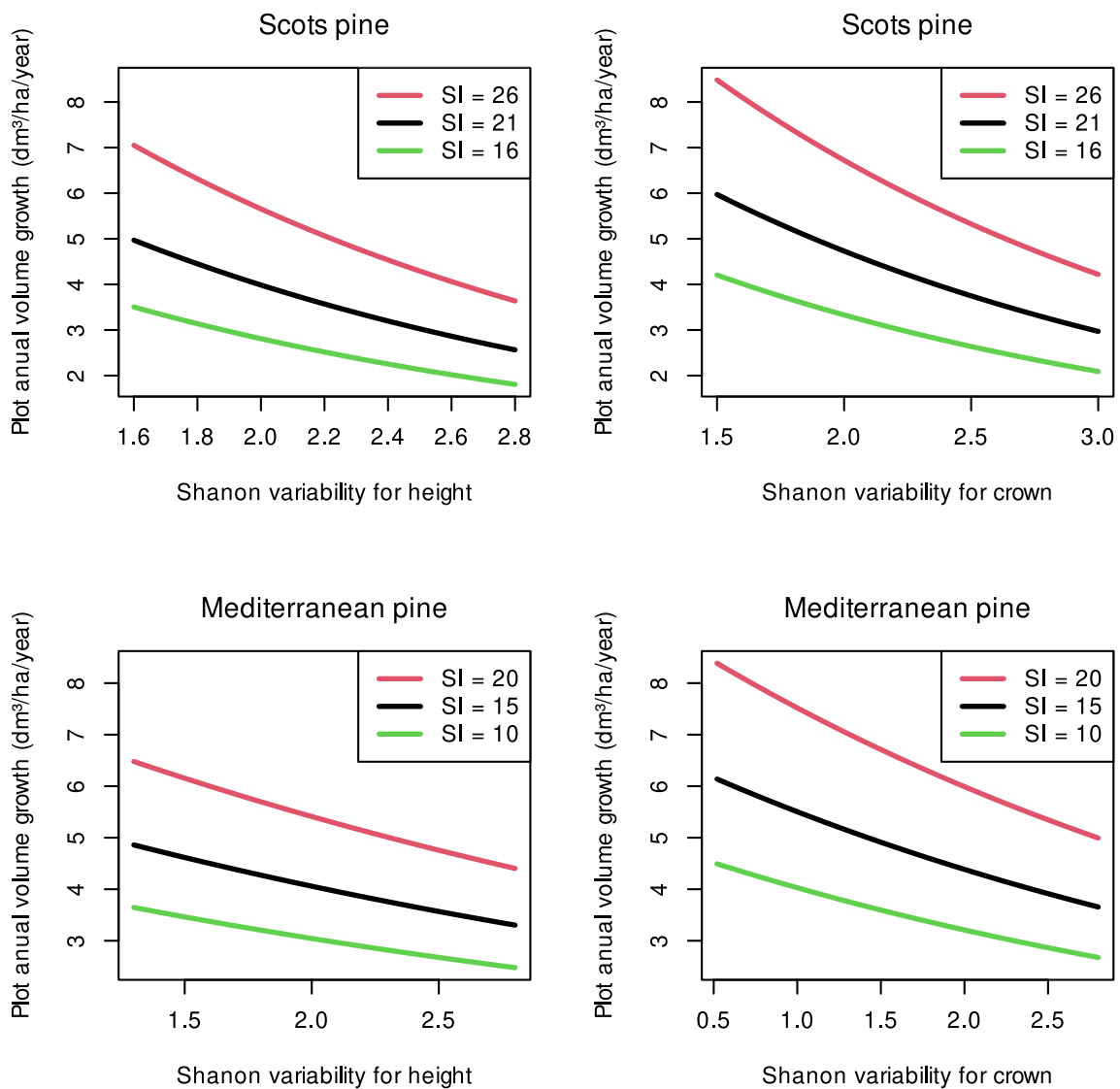


Figura 25. Incremento de volumen de parcela para a) pino silvestre y para b) pino negral por altura inicial media e índice de sitio. Cada gráfico representa un nivel diferente de otras covariables, incluyendo la superficie inicial del fuste (m^2m^{-2}), la cobertura del dosel y la superficie de la copa (m^2m^{-2}). Incremento del volumen de las parcelas de pino silvestre según la altura inicial media y el índice de sitio. Cada gráfico representa un nivel diferente de otras covariables, incluyendo el área basal inicial (m^2m^{-2}), la cobertura del dosel y el área de superficie de la copa (m^2m^{-2}).

4.3.3 Crecimiento en volumen a nivel de árbol.

Este análisis a nivel de árbol evaluó si la producción de madera disminuía cuando aumentaba la diversidad de tamaños y la complejidad estructural, como ocurre a nivel de rodal. Los resultados revelaron que el crecimiento del volumen disminuía a medida que aumentaba la altura en las masas de pino silvestre, lo que conducía indirectamente a un aumento de la diversidad estructural, mientras que el aumento de la diversidad de tamaños de copa en las masas de pino negral, representada por el índice tipo Shannon, también afectaba negativamente a la productividad de la madera. Las otras variables estructurales analizadas fueron estadísticamente menos significativas o no significativas.

Las variables explicativas seleccionadas para describir el crecimiento del tronco a nivel de árbol en el modelo base fueron ligeramente diferentes para cada especie. Para los rodales de pino negral, se siguió el mismo esquema de análisis a nivel de rodal, incluyendo variables sustitutivas de la productividad (*SI*), la respiración (*bsa*), la cubierta de copas (*csa*) y el LAI (Tabla 29). Para las masas de pino silvestre, sin embargo, incluimos el volumen en lugar del sustituto del LAI como variable de respuesta porque este último carecía de significación. El índice de sitio (*SI*) y el volumen (sólo para las masas de pino silvestre y transformado logarítmicamente) fueron significativos como variables estándar en el modelo base. Se seleccionó la superficie del tronco como variable sustitutiva de la respiración (transformada logarítmicamente para ambas especies) y la superficie de la copa como variable sustitutiva de la ocupación (transformada logarítmicamente para las masas de pino negral). El sustituto del índice de área foliar (transformado logarítmicamente) sólo se incluyó para las masas de pino negral. Los resultados del modelo base mixto se pueden encontrar en la Tabla 33 para pino silvestre y en la Tabla 34 para pino negral.

Para analizar el efecto de la estructura sobre el crecimiento a nivel de árbol individual, se añadieron variables representativas de la estructura al modelo base de forma análoga al procedimiento utilizado a nivel de rodal.

La variable estructural más adecuada para las masas de pino silvestre fue la altura máxima de la masa, que redujo el MSE en casi un 28 %, seguida de la altura media media

(transformada logarítmicamente), que también redujo el MSE en más de un 26 % (Tabla 29).

Tabla 29. Variables y estadísticas de ajuste de los modelos lineales mixtos ampliados con variables de estructura para predecir el crecimiento del volumen del tronco de los árboles individuales de Pino negral y Pino silvestre (todas las variables son significativas a $\alpha=0.05$). Variables incluidas en modelo base(1): SI , $\log(vol)$, $\log(bsa)$, csa ; base(2): SI , $\log(bsa)$, $\log(csa)$, $\log(treelai)$.

Variable respuesta	Ecuación	Variable estructura	DF	Pseudo Adj R ²	R-MSE	Reducción MSE
Pino silvestre						
Crecimiento en volumen	base(1)		4497	46 %	0,6763	
	base + structure	H _{max}	4497	61 %	0,5763	27,38 %
		ln H _{mean}	4496	60 %	0,5806	26,30 %
Pino negral						
Crecimiento en volumen	base(2)		5801	61 %	0,5304	
	base + structure	dbh/max(dbh)	5783	64 %	0,5053	9,22 %
		H _{CSA}	5709	64 %	0,5101	7,51 %

La variable seleccionada para las masas de pino negral fue el dbh relativo (ratio del dbh frente al dbh máximo), que redujo el MSE en más de un 9 %. La inclusión de la diversidad copa-superficie tipo Shannon (HCSA) redujo el MSE en más de un 7 % (Tabla 29).

Los resultados parecen indicar que las variables de diversidad estructural tienen un mayor efecto sobre el crecimiento en volumen en las masas de pino silvestre en comparación con las de pino negral. Este resultado parece coherente con la mayor dependencia de la primera especie de los recursos lumínicos, mientras que la segunda depende más de los recursos edáficos (ver Figura 26).

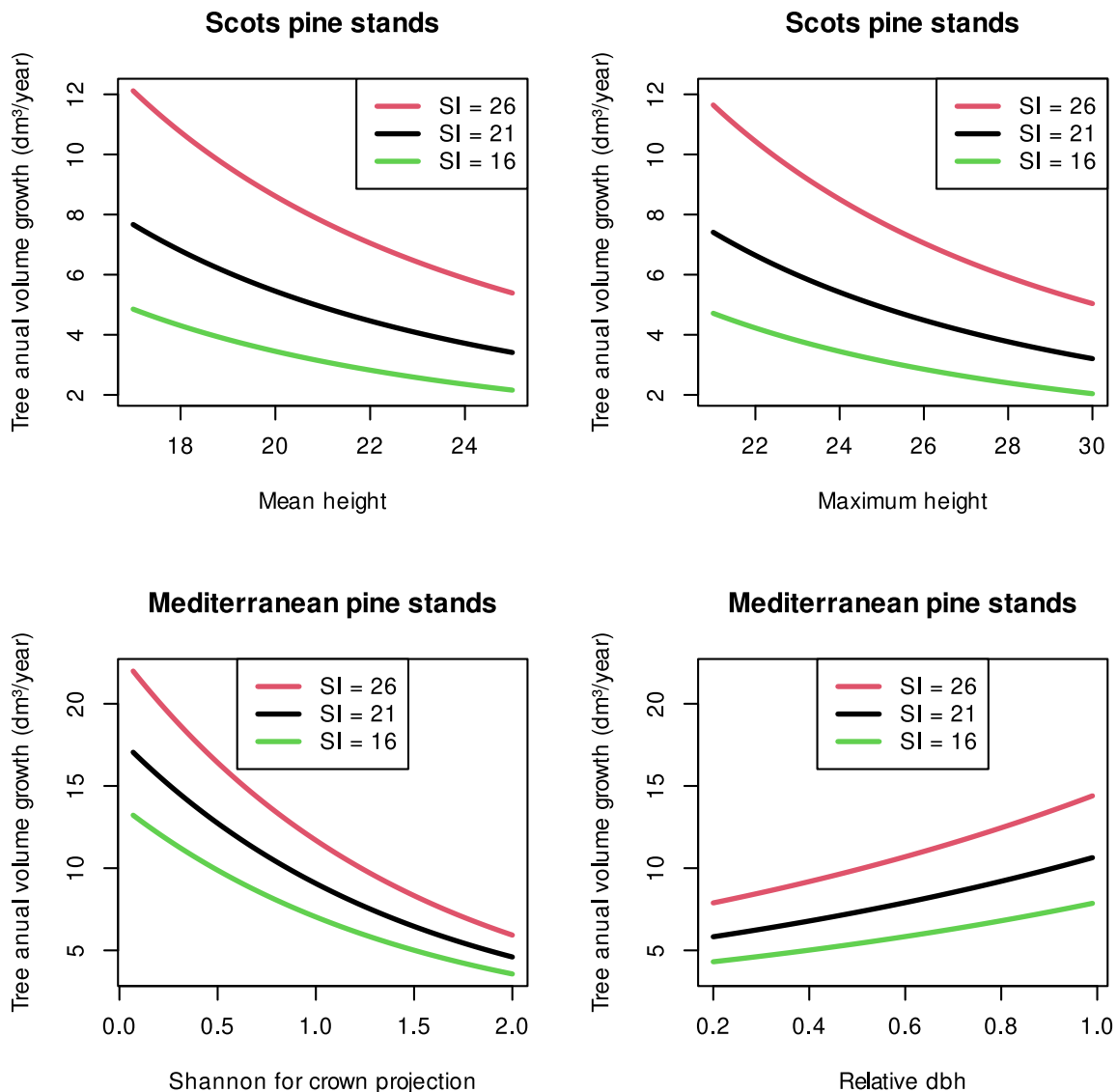


Figura 26. Incremento periódico anual del volumen arbóreo para: a) Pino silvestre por altura media e índice de sitio; y b) Pino negral por dbh medio e índice de sitio. Cada gráfico representa un nivel diferente de otras covariables, incluyendo la superficie del fuste (m²m⁻²), la cobertura del dosel y la superficie de la copa (m²m⁻²). Compara el efecto de dos variables de estructura.

4.3.4 Eficiencia de crecimiento a nivel de árbol.

Con este análisis a nivel de árbol, queríamos determinar si la eficiencia del crecimiento disminuía al aumentar la diversidad de tamaños y la complejidad estructural. Los resultados indican que la eficiencia del crecimiento en volumen disminuyó al aumentar la variabilidad de la superficie de la copa en las masas de pino silvestre, y que la eficiencia del crecimiento disminuyó al aumentar la altura en las masas de pino negral.

El resto de las variables estructurales analizadas fueron estadísticamente menos significativas o no significativas.

Las ecuaciones base para analizar la eficiencia del crecimiento incluyeron las mismas variables para ambas especies: índice de sitio, volumen, superficie de fuste, superficie de copa e índice de superficie foliar del árbol sustituto (Ver detalles en la Tabla 35 para pino silvestre y en la Tabla 36 para pino negral).

Para las masas de pino silvestre, el aumento de la variabilidad del tamaño de la copa se asoció con una menor eficiencia del crecimiento y redujo el MSE en más de un 18 %. La inclusión del diámetro relativo redujo el MSE en más de un 19 % pero con un efecto positivo de aumento de la eficiencia del crecimiento a medida que aumentaba el dbh. Para las masas de pino negral, las variables de altura media y máxima de la masa que representan la estructura afectaron negativamente a la eficiencia del crecimiento, reduciendo el MSE en más de un 24 % y un 22 %, respectivamente (Tabla 30).

Tabla 30. Variables y estadísticos de ajuste de modelos lineales mixtos ampliados con variables de estructura para predecir la eficiencia del crecimiento individual del Pino negral y del Pino silvestre a nivel de árbol (variables significativas a $\alpha=0.05$). Variables incluidas en el modelo base(1): SI, lv, lbsa, ellconesa, treelai2; base(2): SI, v, lbsa, lllconesa, ltlai2.

Variable respuesta	Ecuación	Variable estructura	DF	Pseudo Adj R ²	R-MSE	Reducción MSE
Pino silvestre						
GE _{CPA}	base (5)		4751	35 %	0.7054	
	base (5) + structure	dbh/max(dbh)	4750	47 %	0.6345	19.10 %
		ln CV _{CPA}	4750	47 %	0.6376	18.30 %
Pino negral						
GE _{CPA}	base (6)		5909	43 %	0.5773	
	base (6) + structure	H _{mean}	5909	57 %	0.5015	24.53 %
		H _{max}	5909	56 %	0.5089	22.28 %

Las diferencias en el tamaño de la copa afectaron negativamente a la eficiencia del crecimiento de los árboles de pino silvestre, mientras que la altura máxima de la masa tuvo un efecto similar en las masas de pino negral (Figura 27). Ambos efectos (aumento de la altura total y heterogeneidad de la copa) tuvieron el efecto esperado sobre la productividad (los rodales con mayor índice de sitio crecieron más rápido que los rodales con menor índice de sitio).

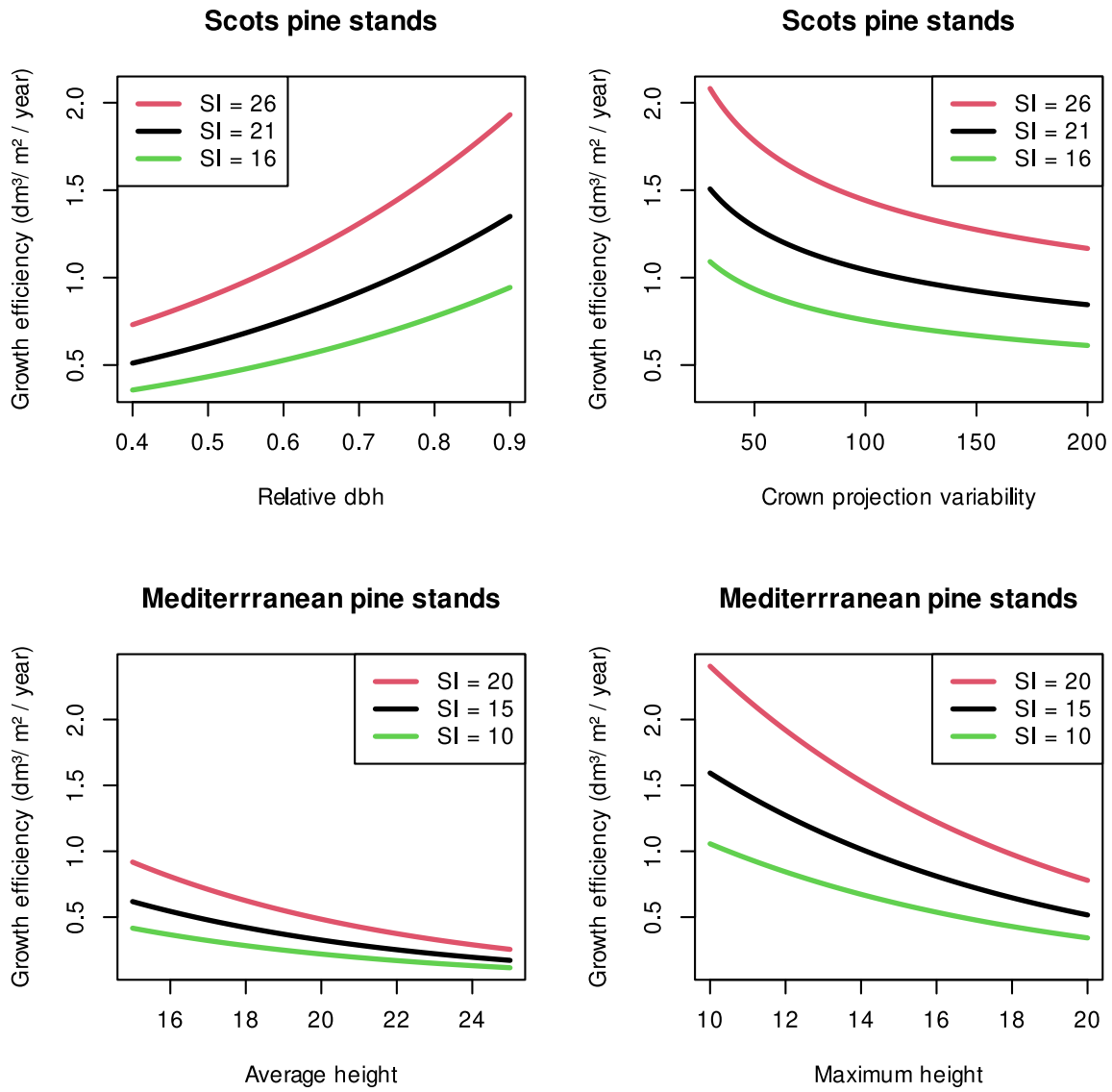


Figura 27. Gráfico de eficiencia del crecimiento para el Pino silvestre y el Pino negral. Compara el efecto alternativo de dos variables de estructura.

Tabla 31. Modelos mixtos a nivel de rodal para el crecimiento en volumen del Pino silvestre. Las ecuaciones base y las dos expansiones con variables estructurales incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.

Scots Pine (DF=78, # plots=80)						Random effect		
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates		
						Cov Parm	Subject	Estimate
stand volume	base	Intercept	3,73	0,954	0,0002	UN(1,1)	idPlot	0,1246
		SI	0,07	0,010	<.0001	UN(2,1)	idPlot	0,09885
		ln(BSA)	0,31	0,120	0,0122	UN(2,2)	idPlot	0,2636
		ln(CANCOV)	-1,03	0,228	<.0001	UN(3,1)	idPlot	0,1003
		iCSA	0,23	0,060	0,0003	UN(3,2)	idPlot	0,1466
growth	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(3,3)	idPlot	0,1886
	Adj R-Sq							
	Root MSE							
	Pr > F							
Scots Pine (DF=78, # plots=80)						Random effect		
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates		
						Cov Parm	Subject	Estimate
stand volume	expanded	Intercept	4,78	1,015	<.0001	UN(1,1)	idPlot	0,09189
		SI	0,07	0,009	<.0001	UN(2,1)	idPlot	0,09997
		ln(BSA)	0,49	0,115	<.0001	UN(2,2)	idPlot	0,2926
		ln(CANCOV)	-0,94	0,213	<.0001	UN(3,1)	idPlot	0,07983
		iCSA	0,21	0,054	0,0002	UN(3,2)	idPlot	0,1596
growth	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(3,3)	idPlot	0,2238
	Adj R-Sq							
	Root MSE							
	Pr > F							
Scots Pine (DF=78, # plots=80)						Random effect		
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates		
						Cov Parm	Subject	Estimate
stand volume	expanded	Intercept	4,84	0,901	<.0001	UN(1,1)	idPlot	0,1091
		SI	0,07	0,009	<.0001	UN(2,1)	idPlot	0,1044
		ln(BSA)	0,33	0,115	0,0058	UN(2,2)	idPlot	0,2986
		ln(CANCOV)	-0,99	0,210	<.0001	UN(3,1)	idPlot	0,07256
		iCSA	0,24	0,056	<.0001	UN(3,2)	idPlot	0,1316
growth	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(3,3)	idPlot	0,1381
	Adj R-Sq							
	Root MSE							
	Pr > F							

Tabla 32. Modelos mixtos a nivel de rodal para el crecimiento del volumen del rodal de pino negral. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.

Mediterranean Pine (DF = 84, # plots=86)						Random effect		
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard error	Pr > t	Covariance Parameter Estimates		
						Cov Parm	Subject	Estimate
stand volume	base	Intercept	3,09	0,412	<.0001	UN(1,1)	idPlot	0,01565
		SI	0,05	0,004	<.0001	UN(2,1)	idPlot	0,0138
		ln(BSA)	0,51	0,053	<.0001	UN(2,2)	idPlot	0,2509
		ln(CANCOV)	-0,65	0,101	<.0001	UN(3,1)	idPlot	0,03322
		ln(CSA)	0,70	0,095	<.0001	UN(3,2)	idPlot	0,05538
stand volume growth	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(3,3)	idPlot	0,1637
	Adj R-Sq							
	Root MSE							
	Pr > F							

Mediterranean Pine (DF = 84, # plots=86)						Random effect		
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard error	Pr > t	Covariance Parameter Estimates		
						Cov Parm	Subject	Estimate
stand volume	expanded	Intercept	2,64	0,388	<.0001	UN(1,1)	idPlot	0,01212
		SI	0,06	0,004	<.0001	UN(2,1)	idPlot	0,007149
		ln(BSA)	0,53	0,048	<.0001	UN(2,2)	idPlot	0,2481
		ln(CANCOV)	-0,38	0,108	0,0006	UN(3,1)	idPlot	0,02134
		ln(CSA)	0,45	0,101	<.0001	UN(3,2)	idPlot	0,03215
stand volume growth	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(3,3)	idPlot	0,1394
	Adj R-Sq							
	Root MSE							
	Pr > F							

Mediterranean Pine (DF = 84, # plots=86)						Random effect		
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard error	Pr > t	Covariance Parameter Estimates		
						Cov Parm	Subject	Estimate
stand volume	expanded	Intercept	3,51	0,400	<.0001	UN(1,1)	idPlot	0,013
		SI	0,06	0,004	<.0001	UN(2,1)	idPlot	0,01182
		ln(BSA)	0,60	0,054	<.0001	UN(2,2)	idPlot	0,2551
		ln(CANCOV)	-0,59	0,095	<.0001	UN(3,1)	idPlot	0,02306
		ln(CSA)	0,58	0,094	<.0001	UN(3,2)	idPlot	0,04932
stand volume growth	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(3,3)	idPlot	0,1411
	Adj R-Sq							
	Root MSE							
	Pr > F							

Tabla 33. Modelos mixtos a nivel de árbol para el crecimiento en volumen del Pino silvestre. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.

		Scots Pine (DF = 4497)				Random effect			
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates			
						Cov Parm	Subject	Group	Estimate
Tree volume growth	base	Intercept	-1,69	0,452	0,0003				
		SI	0,06	0,011	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,4281
		ln(vol)	0,35	0,084	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,3993
		lbsa	0,98	0,142	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,3555
		ellconesa	0,0009	0,0002	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,09144
		Regression observ. vs. Predicted (outpm)				UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,04833
		Adj R-Sq				UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,2925
		Root MSE				UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,08799
		Pr > F				UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,09376
						UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,4795
		Scots Pine (DF = 4497)				Random effect			
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates			
						Cov Parm	Subject	Group	Estimate
Tree volume growth	expanded	Intercept	3,06	0,434	<.0001				
		SI	0,09	0,006	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,0886
		ln(vol)	0,22	0,084	0,0085	idPlot		NroInvent 0	0,2099
		lbsa	1,23	0,143	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,1603
		ellconesa	0,0008	0,0002	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,09127
		Regression observ. vs. Predicted (outpm)				UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,04826
		Adj R-Sq				UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,2923
		Root MSE				UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,08899
		Pr > F				UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,09393
						UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,481
		Scots Pine (DF = 4496)				Random effect			
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates			
						Cov Parm	Subject	Group	Estimate
Tree volume growth	expanded	Intercept	4,29	0,465	<.0001				
		SI	0,09	0,006	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,08682
		ln(vol)	0,23	0,084	0,0061	idPlot		NroInvent 0	0,192
		ln(bsa)	1,21	0,143	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,1512
		csa	0,0009	0,0002	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,09127
		Regression observ. vs. Predicted (outpm)				UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,04827
		Adj R-Sq				UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,2923
		Root MSE				UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,08877
		Pr > F				UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,09408
						UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,4808

Tabla 34. Modelos mixtos a nivel de árbol para el crecimiento en volumen del Pino negral. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones de efectos fijos y errores, ii) estimaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre los valores observados y los predichos.

Mediterranean Pine (DF = 5801)						Random effect			
response variable	equat bn	Fixed ef ñct	Estimation	Standard error	Pr > t	Covariance Parameter Est mates			
						Cov Parm	Subject	Group	Est mate
Tree volume growth	base	Intercept	-1,97	0,112	<.0001				
		SI	0,06	0,007	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,1285
		ln(bsa)	1,32	0,015	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,318
		ln(csa)	0,13	0,009	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,154
		ln(treelai)	0,07	0,019	0,0002	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,03417
	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,01567
	Adj R-Sq	0,61			UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,3563	
	Root MSE	0,53			UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,02637	
	Pr > F	<.0001			UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,03532	
						UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,3738

Mediterranean Pine (DF = 5783)						Random effect			
response variable	equat bn	Fixed ef ñct	Estimation	Standard error	Pr > t	Covariance Parameter Est mates			
						Cov Parm	Subject	Group	Est mate
Tree volume growth	expanded	Intercept	-2,08	0,085	<.0001				
		SI	0,06	0,005	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,06151
		ln(bsa)	1,03	0,027	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,2603
		ln(csa)	0,10	0,010	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,07983
		ln(treelai)	0,13	0,020	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,03398
	reldbh	0,76	0,065	<.0001	UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,01822	
	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,3613
	Adj R-Sq	0,64			UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,02624	
	Root MSE	0,51			UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,03797	
	Pr > F	<.0001			UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,3741	

Mediterranean Pine (DF = 5709)						Random effect			
response variable	equat bn	Fixed ef ñct	Estimation	Standard error	Pr > t	Covariance Parameter Est mates			
						Cov Parm	Subject	Group	Est mate
Tree volume growth	expanded	Intercept	-0,69	0,124	<.0001				
		SI	0,05	0,005	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,04951
		ln(bsa)	1,33	0,015	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,2303
		ln(csa)	0,13	0,009	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,06793
		ln(treelai)	0,06	0,019	0,0016	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,03437
	H _{cpa}	-0,68	0,049	<.0001	UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,0156	
	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,3557
	Adj R-Sq	0,64			UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,0266	
	Root MSE	0,51			UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,03397	
	Pr > F	<.0001			UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,3725	

Tabla 35. Modelos mixtos a nivel de árbol para la eficiencia del crecimiento del Pino silvestre. Las ecuaciones base y dos expansiones con variables de estructura incluyen: i) estimaciones y errores de efectos fijos, ii) estimulaciones de varianza de efectos aleatorios y iii) pseudo R2 de la regresión ajustada entre valores observados y predichos.

		Scots Pine (DF = 4751)				Random effect			
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates			
Growth efficiency	base	Intercept	-6,51	0,489	<.0001	Cov Parm	Subject	Group	Estimate
		SI	0,07	0,009	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,2791
		ln(vol)	-0,43	0,103	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,3006
		ln(bsa)	1,57	0,173	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,2161
		csa	-0,007	0,0002	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,1236
		treelai	0,19	0,006	<.0001	UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,08055
	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,3456
	Adj R-Sq			0,35		UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,1098
	Root MSE			0,71		UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,1324
	Pr > F			<.0001		UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,4827

		Scots Pine (DF = 4750)				Random effect			
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates			
Growth efficiency	expanded	Intercept	-11,61	0,723	<.0001	Cov Parm	Subject	Group	Estimate
		SI	0,07	0,007	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,1602
		ln(vol)	-1,68	0,168	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,2315
		ln(bsa)	2,90	0,228	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,1333
		csa	-0,008	0,0002	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,1222
		treelai	0,19	0,006	<.0001	UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,08134
	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,3486
	Adj R-Sq			0,69		UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,1091
	Root MSE			0,49		UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,1332
	Pr > F			<.0001		UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,4837

		Scots Pine (DF = 4750)				Random effect			
response variable	equation	Fixed effect	Estimation	Standard	Pr > t	Covariance Parameter Estimates			
Growth efficiency	expanded	Intercept	-5,04	0,493	<.0001	Cov Parm	Subject	Group	Estimate
		SI	0,06	0,008	<.0001	idPlot		NroInvent -5	0,1821
		ln(vol)	-0,43	0,102	<.0001	idPlot		NroInvent 0	0,2472
		ln(bsa)	1,58	0,172	<.0001	idPlot		NroInvent +5	0,1552
		csa	-0,0070	0,0002	<.0001	UN(1,1)	idPlot*nroTree		0,1236
		treelai	0,19	0,006	<.0001	UN(2,1)	idPlot*nroTree		0,08032
	Regression observ. vs. Predicted (outpm)					UN(2,2)	idPlot*nroTree		0,3451
	Adj R-Sq			0,47		UN(3,1)	idPlot*nroTree		0,1101
	Root MSE			0,64		UN(3,2)	idPlot*nroTree		0,1322
	Pr > F			<.0001		UN(3,3)	idPlot*nroTree		0,4833

5 Discusión

Los resultados obtenidos en el estudio I sobre el efecto de los factores de expansión permiten afirmar que las estimaciones de variables a nivel de parcela son en general aceptables, si bien a nivel de distribución diamétrica los resultados no son tan prometedores. En cuanto al tamaño de la parcela se puede reducir a 15 metros de radio en masas como las estudiadas, siempre que se necesiten datos a nivel de masa, pero para estudios a nivel de árbol puede resultar poco preciso.

Los resultados del estudio II sobre el efecto de la competencia en el crecimiento nos permiten afirmar que las masas de las distintas especies tienen comportamientos diferentes, y también que la efectividad de los índices de competencia dependientes de la distancia (DDCI) está condicionada en gran medida por distribución espacial de los árboles.

Los resultados del estudio III sobre eficiencia de crecimiento nos permiten destacar el efecto negativo que tiene sobre el crecimiento la uniformidad de las clases de tamaño, y las lecciones prácticas aplicables a la gestión de las masas forestales mediante tratamientos selvícolas y su efecto sobre la productividad.

A continuación, discutiremos en detalle los resultados de cada uno de los estudios.

5.1 Inventario Forestal Nacional español

En este estudio hemos analizado el error que se comete en la estimación de variables de interés debido al diseño de parcelas del IFN y cuál es el tamaño máximo óptimo en términos de rendimiento para obtener una precisión aceptable. De los resultados obtenidos podemos resaltar que los muestreos que utilizan parcelas de radio variable son adecuados tanto para la estimación del número de árboles por hectárea y la distribución diamétrica como del área basimétrica. A continuación, vamos a detallar las implicaciones y avances encontrados para cada una de las tres variables analizadas.

5.1.1 Estudio de la densidad

El conjunto de parcelas utilizadas para este estudio abarca un amplio rango de situaciones, tanto a nivel de especies como de distribución espacial. De ellas, tan sólo en las parcelas de pino piñonero de Huelva se encuentran errores apreciables en las estimaciones realizadas con la metodología del IFN. Esto puede deberse a las variadas condiciones ecológicas de este tipo de masas. En este conjunto de datos están mezclados los pinares de pino piñonero de la zona costera onubense con las repoblaciones de la S^a de Aracena, por lo que los pobres resultados obtenidos hubiesen podido mejorarse con una adecuada estratificación del muestreo y merece un análisis alternativo de muestreo como los realizados en Maine en masas con alta heterogeneidad estructural (Rice et al. 2014).

En las parcelas sintéticas, la desviación típica de los errores relativos del número de árboles por hectárea es de un 9,5 % en las parcelas con distribución espacial regular y de un 15 % en las de distribución tipo Poisson.

5.1.2 Estudio del área basimétrica

Por otra parte, en el caso del área basimétrica la desviación típica de los errores relativos es del 8,2 % en las parcelas regulares y del 13,2 % en las parcelas aleatorias o de tipo Poisson. Se observa, por tanto, que la estimación es mejor en las parcelas regulares que en las aleatorias y que se estima con más precisión el área basimétrica que el número de árboles por hectárea. Para la estimación del área basimétrica es ideal la utilización de parcelas de radio variable o incluso el muestreo relascópico, ya que de esta forma la probabilidad de elegir individuos es proporcional a la variable de interés (Kershaw et al. 2016). Una buena alternativa para la estimación de la densidad y el área basimétrica optimizando recursos es la utilización conjunta de parcelas de radio fijo y muestreo relascópico (Packard y Radtke 2007; Pique et al. 2011) o de parcelas de radio fijo y otras nuevas tecnologías (Deo et al. 2016).

5.1.3 Estudio de la distribución diamétrica

Los resultados obtenidos muestran que las parcelas de radio variable que se emplean en el IFN en España son adecuadas para estimar la distribución diamétrica en gran parte de las situaciones. Sin embargo, hay casos en los que la estimación es sesgada como se refleja a continuación.

Los pies de la clase diamétrica de 10 cm sólo se muestrean en la subparcela de 5 m de radio, por lo que en rodales con escasa representación de estos tamaños y que además tengan una distribución espacial muy irregular, se pueden presentar casos extremos: que no se muestree ningún pie de los que existe en la masa o que se sobrerrepresente su presencia por coincidir la parcela de 5 m con un grupo de individuos de esta clase diamétrica. Esto puede provocar que el error cometido en la estimación del número de pies de esta clase diamétrica sea muy elevado, como ocurre con las parcelas de los hayedos cantábricos, en las que existen pies de espinos correspondientes a esa clase diamétrica. También ocurre lo mismo en las masas de piñonero de Viana de Cega y Hoyo de Pinares, con una distribución bimodal en las que se mezclan árboles maduros con pies jóvenes o regenerado adelantado de distribución espacial muy irregular. En ellas se puede apreciar que estas clases diamétricas pequeñas tienen una estimación sesgada del número de pies, lo que no contradice los buenos resultados en cuanto al estudio del número de pies o del área basimétrica, ya que la importancia relativa que tienen estas clases en las variables estudiadas es muy pequeña.

Las parcelas de pino piñonero tienen desigual estimación dependiendo de la zona y forma de las parcelas. En las parcelas que se muestrearon en Huelva, el error relativo es muy elevado y sesgado en todas las expansiones, cercanos al 60 % en algunas clases diamétricas, incluso en la expansión de 25 m, donde los errores son menores habitualmente. Las parcelas de Valladolid presentan estimaciones muy sesgadas en las expansiones de 5 m y 10 m con errores en alguna clase diamétrica cercano al 60 %. En las expansiones de 15 m y 25 m el error disminuye bastante salvo en la clase diamétrica de 45 cm en la expansión de 15 m. En las parcelas de Viana y el Hoyo, los errores son muy elevados en las clases diamétricas más pequeñas en todas las expansiones por igual. En

las clases diamétricas mayores de 32,5 cm el error disminuye al aumentar el tamaño de la subparcela, siendo en todas ellas el error menor del 20 %. Estos mayores errores (comparados con los resultados de otras especies) pueden deberse al tipo de rodal muestreado, ya que las parcelas de piñonero de Huelva y Valladolid son parcelas de radio variable con un número reducido de pies por parcela (10 ó 20). Por otro lado, el comportamiento tan diferente en las masas de Huelva puede deberse a su alta heterogeneidad interna, ya que se estudian de manera conjunta las repoblaciones de la Sierra de Aracena y las de la zona costera.

Las parcelas de pino negral son de diámetros pequeños y además sólo se cuenta con las expansiones de 5 m y 10 m. Del mismo modo, para el pino silvestre, las parcelas inventariadas son también de diámetros pequeños. Sólo existe una parcela con diámetros mayores de 40 cm, y sólo dos parcelas disponen de la expansión de 25 m. Estas condiciones hacen que sólo se puedan analizar las expansiones correspondientes a un radio de 5 m y 10 m y las clases diamétricas menores, obteniéndose mejores resultados que en otras especies. Esta situación se repite en el caso del quejigo y rebollo. En las parcelas de quejigo el diámetro es muy pequeño (clase diamétrica menor de 17,5 cm) siendo el error menor del 7 % en la expansión de 10 m (la mayor disponible). En las parcelas de rebollo el error cometido en la expansión de 15 m (la mayor de las que se dispone por el tamaño de la parcela original) es menor del 15 %. Por lo tanto, las parcelas inventariadas no permiten concluir si la estimación de las distribuciones diamétricas es correcta en todos los casos, aunque en general la estimación del número de árboles de cada clase diamétrica es buena en las expansiones de 15 m y 25 m.

En las parcelas con datos simulados (también llamados datos sintéticos) los resultados son algo mejores que en las parcelas inventariadas. El uso de datos sintéticos se está generalizando en ciencia forestal a partir de la extensión del inventario mediante escaneos LiDAR (Fassnacht *et al.* 2018; Bryson *et al.* 2023) pero no es habitual que se utilicen con datos procedentes de inventario convencional. El error relativo medio observado a partir de los datos simulados es menor al 3 % en las parcelas con distribución espacial de Poisson y al 2 % en las parcelas con distribución regular para la mayor parte de las clases diamétricas y expansiones. Estos resultados unidos a lo observado en las parcelas de haya y pino

piñonero sugieren la necesidad de estudiar el efecto de la distribución espacial en agregados en la estimación de las distribuciones diamétricas. Dentro de la dinámica de las masas forestales regulares, este tipo de distribuciones espaciales son frecuentes en la fase de establecimiento (Moeur 1997), mientras que las distribuciones de Poisson y regular son típicas de las fases de exclusión de fustes y madurez, donde ya se ha manifestado la competencia por los recursos (Meyer *et al.* 1999), como es el caso de la mayor parte de las parcelas inventariadas. La estructura espacial de las masas forestales influye significativamente en la competencia tanto inter como intraespecífica y en la dinámica del rodal (Wang *et al.* 2023). Por tanto, es necesario disponer un conocimiento profundo de la estructura espacial de las masas forestales para desarrollar gestión forestal sostenible de forma eficaz.

En cuanto a la comparación de la varianza entre expansiones sucesivas, no se puede apreciar una diferencia significativa entre las parcelas de 15 m y 25 m en las clases diamétricas menores de 42,5 cm. Esto supone que, cuando los árboles muestreados tienen diámetros menores que este valor, se puede suprimir esta última parcela, sin pérdida de eficiencia en la estimación. Sin embargo, es conocido que de forma general cuanto más grandes sean las parcelas de muestreo, mayor es la variación total de la población que cae dentro de la parcela y, por tanto, los errores estándar serán menores (Koivuniemi 2003; Henttonen y Kangas 2015). En nuestro caso, en las clases diamétricas superiores a 42,5 cm sí que se aprecia una diferencia significativa en la estimación del número de pies, tanto en las parcelas reales como en las sintéticas. Por lo tanto, para realizar el inventario en masas con árboles de estos diámetros no se puede prescindir de la corona de 25 m sin una alternativa menos costosa que permita estimar el número de pies de las clases diamétricas superiores. Una solución sería hacer un muestreo relascópico para captar la variabilidad en los árboles más gruesos, como propone Gray (2003) para las parcelas del *USDA Forest Service* en la costa Noroeste del Pacífico para inventariar parcelas en masas viejas con diámetros mayores de 122 cm. Esta solución no se puede aconsejar sin realizar un estudio que permita contrastar la precisión del inventario tradicional con una parcela de 25 m (con 4 subparcelas) con la que tendría una parcela de 15 m (con 3 subparcelas) y un inventario relascópico adicional para estimar los pies de dimensiones mayores. Pommerening y

Sterba (2024) aconsejan esta aproximación (muestreo relascópico junto con parcelas) para muestrear rodales estructuralmente complejos.

Para ver la importancia de las clases diamétricas mayores de 42,5 cm se ha realizado una prospección para calcular el número de parcelas del IFN2 en el que hay pies de estas dimensiones. Para las especies analizadas en este estudio se ha encontrado que el total de parcelas con pies mayores es algo menor del 10 % del total como figura en la Tabla 10. En la clasificación por especies para todas supone menos del 10 % salvo en las de haya, que llega al 22 %.

Tabla 37. parcelas del IFN con pies mayores de 42,5 cm

Especie	Número total de Parcelas nacionales	Número total de Parcelas con pies > 42,5cm	%
F. sylvatica	51479	11375	22
P. silvestre	145446	11148	8
P. pinea	178732	15377	9
P. pinaster	25256	2620	10
Q. pirenaica	38382	3482	9
Q. faginea	21388	1883	9
Totales	460683	45885	10

5.1.4 Análisis del tamaño óptimo de la parcela

Como ya se comentó en la introducción, las parcelas concéntricas de radio variable tienen una amplia utilización en la gestión e investigación forestal en bosques muy diversos incluyendo bosques boreales, templados, mediterráneos y subtropicales (Vidal *et al.* 2016). En el caso de los bosques estudiados, la comparación de las varianzas para los diferentes radios muestra que posiblemente se pueda disminuir el radio de las parcelas del IFN hasta 15 m sin perder eficiencia estadística. Este resultado concuerda con el tamaño de parcela que se está utilizando en otros países europeos (radios máximos entre 12 y 15 m) y se muestra suficiente para obtener resultados aceptables para variables de rodal. Sin embargo, esta afirmación debe matizarse ya que no se han estudiado parcelas con estructuras complejas que deben ser estudiados antes de aconsejar definitivamente la reducción del tamaño de las parcelas del IFN (ver Pommerening y Sterba 2024). Además, debe considerarse que en un ambiente mediterráneo existen masas muy poco densas

(como las dehesas) en las que posiblemente los resultados obtenidos deban aplicarse con cautela.

Por tanto se puede concluir del estudio de los factores de expansión que: (1) el diseño de parcelas de radio variable es adecuado para estimar el número de árboles por ha y el área basimétrica en una amplia variedad de masas forestales, (2) el diseño de parcelas del IFN es aceptable para estimar la distribución diamétrica en la mayoría de las masas estudiadas, y (3) el tamaño de las parcelas del IFN se puede reducir a 15 metros de radio sin perder eficiencia en la estimación del número de árboles por ha y del área basimétrica en masas con una distribución espacial de los árboles regular y aleatoria. Conviene resaltar que antes de tomar una medida de este tipo (reducción del tamaño de la parcela) deben ampliarse estos estudios, y comprobar combinaciones con muestreos relascópicos como los realizados por Becker y Nichols (2011).

5.2 Competencia en masas puras y regulares de pinos mediterráneos

En el estudio II hemos analizado el efecto de la competencia en el crecimiento en masas de dos pinos mediterráneos, y la posible influencia diferenciada según la distribución espacial de los individuos. La eficacia del índice de competencia depende del comportamiento de tolerancia a la sombra de cada especie (Biging y Dobbertin 1992; Pitkänen *et al.* 2022) y de la distribución espacial de los árboles en el rodal, porque en los modelos empíricos de crecimiento y producción de árbol individual, la tasa de crecimiento de cada árbol se escala sobre la base de su tamaño relativo y la distancia a los árboles vecinos (Mäkelä y Valentine 2020). El pino silvestre es más tolerante que el pino negral y de acuerdo con este hecho, la competencia explica más variabilidad en las ecuaciones de crecimiento de las masas del primero.

Los resultados obtenidos concuerdan con Bravo *et al.* (2001), en la selección preliminar de los índices de competencia independientes de la distancia (DICI) se ha encontrado que el índice bilateral basado en el diámetro (área basimétrica, SBA) se comportó mejor que el basado en la copa (superficie de copas estimada por parcela, TCSA) para describir el crecimiento del área basal para todos los conjuntos de datos excepto para el conjunto de

datos de pino negral. Sin embargo, estudios recientes contradicen este aspecto dando un mayor peso a los índices basados en las dimensiones de las copas (Gao *et al.* 2021)

En cuanto al DICl unilateral, los índices basados en la copa se ajustan ligeramente mejor que los índices basados en el diámetro para los conjuntos de datos de pino silvestre. Sin embargo, esto no fue así para los conjuntos de datos de pino negral, donde los índices basados en la copa sólo funcionaron mejor para una distribución espacial regular de los árboles.

Los índices DDCI basados en la copa obtuvieron mejores resultados que los basados en el diámetro en la mayoría de los conjuntos de datos. Coincidiendo con los resultados de Biging y Dobbertin (1992), el índice de área transversal de la copa proporcionó los mejores resultados. Desafortunadamente, la mejora dada con DDCI frente a DICl para la ecuación de crecimiento fue muy pobre, siendo bastante pequeña para toda la base de datos y para la distribución no regular de ambas especies y siendo peor para la distribución regular. Estos resultados apoyan el punto de vista de que el uso de índices espacialmente explícitos no está justificado por la mejora obtenida Lorimer (1983), pero también proporcionan una oportunidad para su uso en las parcelas con distribución espacial no regular de los árboles. Sin embargo, la dependencia espacial del tamaño y crecimiento de los árboles ha sido observada (Fox *et al.* 2007a y 2007b) lo que nos lleva a dudar de que los índices dependientes de la distancia no puedan aportar información relevante. No obstante, para evaluar esta situación se necesitan más estudios sobre la variabilidad de los micrositios y la definición del vecindario que afecta a la competencia. En este sentido, el método de triangulación de Delaunay es una buena opción para seleccionar los árboles competidores. En nuestro caso, esto es especialmente útil en rodales de pino negral. Por el contrario, para las bases de datos de pino silvestre, el mejor método para seleccionar competidores fue el HAG, que depende de dos parámetros y, por tanto, es muy difícil de estandarizar. Este radio de búsqueda puede mantener la variabilidad para la competencia luminosa. APA y sus modificaciones nos dan resultados pobres en las ecuaciones de crecimiento, probablemente debido a dos factores: los procesos asimétricos son más importantes que el espacio de crecimiento disponible en competencia en nuestro bosque objetivo, y las

modificaciones del índice en la métrica no son capaces de recoger todos los factores que afectan a la competencia.

La competencia es básicamente un proceso asimétrico, en el que los primeros brinzales emergentes, y por tanto los más altos, ejercen un efecto desproporcionado sobre los más pequeños (Weiner 1984) indicando que el tamaño es el principal factor que determina la capacidad metabólica de los árboles tanto para crecer como para definir su nivel competitivo frente a otros árboles (West 2023). A pesar de ello, la mayoría de los índices de competencia son simétricos y reflejan el proceso de agotamiento de los recursos (Thomas y Weiner 1989). Una importante propuesta para mejorar los índices de competencia, basada en el proceso de competencia asimétrica, fue dada originalmente por Tomé y Burkhart (1989) quienes definieron y probaron un nuevo índice que refleja los cambios en el estatus competitivo (inducidos por claras, enfermedades o muertes) en plantaciones de eucalipto en Portugal. Nuestros datos incluían pocos árboles muertos y las claras no se realizaron en los últimos cinco años antes de las mediciones, por lo que esta circunstancia podría ser la razón por la que no encontramos resultados favorables para este índice. Sin embargo, los índices de competencia tanto simétricos como asimétricos se usan extensamente en los modelos forestales (Weiskittel *et al.* 2011; Burkhart y Tomé 2012).

La relación entre la competencia entre individuos está mediada por la distancia a la que se encuentran (Weiskittel *et al.* 2011; Burkhart y Tomé 2012) Así, Martin y Ek (1984) al comparar la eficacia de los índices espacialmente explícitos frente a los no espacialmente explícitos, encontraron un mejor ajuste para las ecuaciones de crecimiento en diámetro utilizando el área basimétrica del rodal. Por otro lado, Weiner (1984), estudiando la relación entre competencia y distancia entre árboles, sugiere una rápida reducción del efecto, caracterizada por una función cuadrática inversa de la distancia en lugar de lineal inversa. Nuestros resultados sugieren una relación lineal inversa con la distancia mientras que Canham *et al.* (2004) proponen una reducción más lenta de la influencia de los competidores con la distancia, elevada a la potencia de -0,5 o -0,7. Este estudio también analiza la mejor potencia para la influencia del DBH en el índice de competencia, encontrando valores cercanos a 2 como los que mejor se ajustan; esto concuerda con

nuestros resultados, con buenos ajustes para los índices H2 y H3 en lugar de H1 en el grupo del índice SR, y B2 en lugar de B1 en el grupo del índice ZO.

La mayoría de los estudios anteriores coinciden en una débil mejora utilizando DDCI frente a DICI, con la desventaja de consumir más tiempo y dinero. Sin embargo, la disponibilidad de datos de inventario LiDAR a un precio asequible hace que los índices espaciales de competencia deban ser considerados de forma cuidadosa pues estas pequeñas mejoras pueden ser relevantes. Aunque nuestros resultados, al utilizar de forma conjunta la base de datos de las dos especies, solo revelaron una pobre mejora: del 4 al 8 % en pino negral y del 12 al 16 % en pino silvestre. El caso de las bases de datos regulares es el peor, obteniéndose un empeoramiento para pino negral (del 26 al 15 %) y ninguna mejora para pino silvestre (5% de mejora para ambas ecuaciones). Por el contrario, utilizando bases de datos de distribución espacial no regulares, obtenemos una mejora perceptible; el uso de DICI para pino negral produjo un empeoramiento del 1%, mientras que el uso de DDCI produjo una mejora del 4 %, con una mejora superior (del 15 % al 26 %) en el caso de pino silvestre. Esta idea apoya el acuerdo sobre el uso del índice espacialmente explícito, sólo justificable con rodales que tengan una distribución espacial no regular de los árboles.

5.3 Estructura y eficiencia de crecimiento en masas puras y regulares

En este estudio III hemos analizado la estructura del rodal y su influencia en el crecimiento y en la eficiencia del crecimiento de pinares de pino silvestre y pino negral en el centro de España. De los resultados podemos destacar que la uniformidad de clases de tamaño, o lo que es igual, altos valores del índice de Shannon, afectan negativamente al crecimiento de las masas de pinar estudiadas. Bravo y Guerra (2002) obtuvieron resultados similares analizando una parcela de muestreo intensivo en un rodal de *Pinus pinaster* en el centro de España. No se encontró un claro apoyo a la hipótesis de Binkley (Binkley *et al.* 2002 y Binkley 2004) de que la eficiencia del crecimiento disminuye a nivel de rodal cuando aumenta la diferenciación entre clases de tamaño. Nuestros resultados no muestran claramente que los árboles dominantes capturen la mayor parte de los recursos totales del lugar a medida que la eficiencia del crecimiento disminuye para el rodal en su conjunto.

En cambio, los resultados del análisis indicaron que la diferenciación del tamaño de los árboles o la desigualdad inicial (expresada como dominancia y dominancia inversa) al principio del periodo de crecimiento influyeron en el crecimiento del rodal. Sin embargo, Forrester (2019) indicó que la desigualdad de tamaño puede estar correlacionada con otras variables que influyen más en el crecimiento, como la productividad estacional o la densidad del rodal. Nuestros hallazgos apoyan la idea de que la productividad modula el impacto de las desigualdades de tamaño en el crecimiento del rodal, pero esto puede verse afectado por la relación negativa entre la desigualdad de tamaño y la productividad reportada en estudios experimentales (Sun *et al.* 2018). Debido a que en las parcelas de muestreo de nuestro estudio no existieron eventos de mortalidad natural ni aclareos, no pudimos analizar los efectos que el autoaclareo o la regulación de la densidad pueden producir sobre las desigualdades de tamaño en el rodal. La disparidad de tamaño es más frecuente en masas de especies mixtas con estructuras de dosel estratificadas, lo que potencialmente conduce a mayores densidades de árboles y mayor rendimiento que los monocultivos de las especies del estrato superior (Pretzsch y Schütze 2015). El origen de la distribución desigual del tamaño puede estar correlacionado con la distribución desigual del crecimiento entre árboles de diferentes especies o entre individuos de la misma especie (Metsaranta y Lieffers 2008). La interacción entre la distribución de tamaños y la productividad del rodal puede dificultar la comprensión del impacto de la desigualdad de tamaños en el crecimiento forestal, que es más pronunciado en años de bajo crecimiento. Lin *et al.* (2021) descubrieron que la estructura del bosque es más importante que la productividad del lugar para el crecimiento de los árboles. En este estudio, los rodales más viejos de los sitios de mejor calidad no estaban completamente representados porque la mayoría habían alcanzado la edad de rotación y habían sido cosechados antes de nuestro muestreo. Los rodales de pino negral de alta calidad también se vieron influidos en un grado desconocido por la extracción de resina hace aproximadamente 50 años.

El efecto de dominancia del crecimiento observado en la mayoría de nuestras parcelas otorgó a los árboles de mayor tamaño una ventaja desproporcionada en cuanto a crecimiento y competencia (Nord-Larsen *et al.* 2006). Este efecto puede modularse mediante la aplicación claras de forma sostenida en el tiempo, el fomento de rodales

mixtos y los tratamientos selvícolas para aumentar el tamaño de los árboles y la complejidad estructural. Sin embargo, Moore *et al.* (1994) descubrieron que las claras y la fertilización no cambiaban la relación entre el tamaño del árbol y su crecimiento; los árboles más grandes seguían capturando más recursos del lugar en proporción a su tamaño.

La mayoría de las definiciones de la eficiencia del crecimiento asumen que la medida del espacio de crecimiento ocupado puede servir como un sustituto de los recursos capturados por el árbol: más comúnmente la luz, pero también el agua del suelo y los nutrientes. La comparación de la eficiencia del crecimiento en árboles de diferentes tamaños puede aumentar nuestra comprensión de los factores que contribuyen a la asignación del crecimiento arbóreo dentro de la masa, y mejorar la información que permita mejorar el diseño de los regímenes de claras que permitan inducir los patrones de respuesta de crecimiento deseados. En los bosques mediterráneos, el crecimiento puede estar más limitado por la disponibilidad de agua y otros recursos del suelo que por la de luz, por lo que una medida apropiada del espacio de crecimiento debería estar idealmente correlacionada con el tamaño del sistema radicular. Así, no está claro que el área foliar, el área de proyección de la copa o el área potencialmente disponible (Assman 1970) sean las medidas más apropiadas, ya que los sistemas radiculares se solapan considerablemente más que las copas de los árboles. En este sentido, la eficiencia en el uso de los recursos (Binkley *et al.* 2004) es un concepto más preciso porque mide directamente el crecimiento del volumen del fuste por unidad de recurso consumido. Sin embargo, nuestra capacidad para medir directamente el nivel de utilización que los árboles hacen de los distintos recursos es limitada.

Los árboles crecen hasta que uno o varios de los factores necesarios para el crecimiento se vuelven limitantes, por ejemplo, la luz, el agua, los nutrientes del suelo, el oxígeno o el dióxido de carbono. El "espacio de crecimiento" mide en última instancia la disponibilidad neta de recursos y el potencial de crecimiento del árbol asociado. A la inversa, el crecimiento del árbol a es una medida de la capacidad de un árbol para ocupar una parte del espacio de crecimiento y de los recursos del lugar asociados. La tasa de crecimiento real del árbol viene determinada por la cantidad total de recursos captados y por la eficiencia con la que se utilizan dichos recursos para producir biomasa o volumen de fuste

(Assmann 1970; Pretzsch 2009). El conocimiento de la eficiencia en el uso de los recursos es un factor clave para el manejo selvícola de los recursos y para evaluar la adaptación potencial al cambio climático y a los cambios asociados a la disponibilidad total de recursos, incluyendo las fluctuaciones anuales y estacionales. La eficiencia del crecimiento se ha evaluado en muchos ecosistemas forestales norteamericanos gestionados y no gestionados (Waring *et al.* 1981; Smith y Long 1989; Maguire *et al.* 1998; Mainwaring y Maguire 2004). Aunque, los análisis de la eficiencia del crecimiento en ecosistemas de plantaciones (Stoneman y Whitford 1995) y los estudios sobre la eficiencia del crecimiento forestal en el norte de Europa son menos frecuentes (O'Hara *et al.* 2001) existen estudios globales de la eficiencia del crecimiento en bosques (Collalti *et al.* 2020) mostrando que está ligada con la temperatura. La relación entre la eficiencia del crecimiento forestal y la disponibilidad de agua (relación positiva) o el aumento de temperatura (relación positiva mientras haya agua disponible) se han documentado para múltiples ecosistemas (Collalti *et al.* 2020). En nuestro caso, las variables del dosel actúan como un sustituto de la captación de luz, mientras que las claras que afectan a la distribución del tamaño de los árboles en los rodales también modifican la ocupación del sitio y la transpiración.

Nuestros resultados no apoyan firmemente la hipótesis de Binkley sobre el aumento de la eficiencia del crecimiento con el tamaño del árbol (reflejado por un GDC relativamente bajo), lo que sugiere que la hipótesis de dominancia puede no ser especialmente aplicable a las masas de pinos en el área de estudio. De forma similar, Fernández Tschieder *et al.* (2012) descubrieron que incluso con una alta densidad de masas y competencia, el crecimiento de los árboles de *Pinus ponderosa* en la Patagonia (Argentina) era casi siempre proporcional al tamaño del árbol, lo que implica que no existe un patrón de dominancia fuerte.

En los bosques mediterráneos del sur de Europa, el crecimiento a nivel de rodal tanto del pino silvestre como del pino negral aumenta con el incremento de la superficie de copa, pero a un ritmo que indica una disminución de la eficiencia (crecimiento por unidad de superficie de copa) a medida que aumenta la superficie de copa. Conforme aumenta la superficie de copa en árboles de mayor tamaño, el grado de reducción en la insolación suele aumentar, especialmente si el mayor tamaño de copa no está asociado a una

posición más dominante en el dosel (Riofrío *et al.* 2017). Desde una perspectiva silvícola, el tipo de eficiencia del crecimiento más relevante es el crecimiento por unidad de superficie ocupada del rodal, que probablemente se estime mejor como superficie potencialmente disponible o como múltiplo de la superficie de proyección de la copa. Las métricas de dominancia y eficiencia del crecimiento se basan en suposiciones y simplificaciones (como la asignación de los árboles a clases de tamaño) que pueden no captar la variabilidad de los patrones de crecimiento de los árboles dentro de los rodales (Fernández Tschieder *et al.* 2012).

Entre las limitaciones o consideraciones asociadas a nuestros resultados (y a los de otros estudios, como Fernández Tschieder *et al.* 2012; Cordonnier y Kunstler 2015; Navarro-Cerrillo *et al.* 2016; o Liang *et al.* 2023) se pueden incluir las siguientes:

- (i) simplificaciones del modelo como la aditividad en los efectos considerados y las transformaciones de las variables;
- (ii) limitaciones asociadas al tamaño de la muestra de datos y la representación de la escala temporal y espacial;
- (iii) respuestas únicas específicas de cada especie;
- (iv) capacidad metodológica para la selección del modelo y la interpretación de los resultados debido a la complejidad, la estructura de la varianza asociada a los factores aleatorios y la inclusión de numerosas variables potencialmente correlacionadas;
- (v) posibles factores de confusión no considerados, incluido el mosaico de micrositios y la variación introducida por diferencias sutiles en las distribuciones espaciales y las interacciones arbóreas relacionadas; y
- (vi) suposiciones sobre el papel de la competencia entre árboles (p. ej. la importancia relativa de la distribución simétrica de la competencia frente a la asimétrica) que influyen en la selección de las variables de competencia.

En conjunto, es posible que estos factores no reflejen de forma fiable la complejidad de las interacciones entre los árboles de un rodal, limitando así la generalización y la aplicación de los resultados a otros contextos forestales. Además, la inclusión de variables de estructura adicionales como el coeficiente de Gini, ya probado por Pretzsch y Hilmer (2024) y Pretzsch *et al.* (2024), o el uso de transformaciones de variables, como añadir términos cuadráticos en las variables de estructura que recojan el comportamiento que a veces tienen frente a la productividad es mayor con una diversidad estructural media y menor en los extremos (o, al contrario), que podrían mejorar nuestros resultados.

En resumen, según los resultados de este estudio podemos destacar que: (i) el crecimiento de la masa disminuyó con el aumento de la uniformidad en las clases de tamaño (aumento del índice de diversidad de Shannon para el tamaño de la copa) en las masas de pino silvestre y con el aumento de la altura en las masas de pino negral; (ii) la diferenciación del tamaño del árbol o la desigualdad inicial (expresada como dominancia y dominancia inversa) al principio del periodo de crecimiento impactó en el crecimiento de la masa; y (iii) la hipótesis de Binkley sobre el aumento de la eficiencia del crecimiento con el tamaño del árbol (como se refleja en un GDC relativamente bajo) no se ve respaldada en nuestro estudio, lo que sugiere que la hipótesis de la dominancia puede no describir adecuadamente las masas de pinos mediterráneos en el centro de España.

Los resultados de nuestra investigación tienen tres implicaciones significativas para la silvicultura del pinar mediterráneo: (i) las claras mejoran el crecimiento a nivel de rodal, pero la intensidad de las mismas es más importante que el método (sistemático, por lo bajo o por lo alto); (ii) las claras, que aumentan el rendimiento hídrico (Sun *et al.* 2015) a la vez que concentran el crecimiento entre un número reducido de árboles, pueden generar múltiples servicios ecosistémicos (rendimiento hídrico, producción de biomasa, secuestro de carbono) simultáneamente; y (iii) nuestros resultados mejoran la modelización de árboles individuales al integrar los efectos de la dominancia en las variables explicativas del crecimiento. Esta información puede mejorar la modelización y la simulación en masas mixtas y complejas (Bravo *et al.* 2019) y facilitar la generación de diseños selvícolas adaptados localmente que proporcionen diversos servicios ecosistémicos.

Este enfoque permite ampliar nuestra comprensión de las interacciones individuales de los árboles y de los mecanismos de crecimiento que impulsan la distribución de tamaños, lo que resulta especialmente interesante en el caso de masas mixtas y estructuralmente complejas. Nuevas investigaciones en este tipo de masas aumentarían nuestros conocimientos sobre el impacto de las desigualdades de tamaño en el crecimiento de los árboles.

6 Conclusiones

Los resultados de esta tesis indican que es necesario seguir avanzando en el análisis de los métodos de muestreo, sobre todo teniendo en cuenta la rápida generación de datos propiciada por nuevas tecnologías de recogida de información, aumento de la capacidad de procesado de estos y la posibilidad de implementación de técnicas estadísticas imposibles de abordar hace pocos años. La generación de información va a permitir la utilización de simuladores que facilitaran la gestión forestal, pero es necesario seguir abordando estudios como el que aquí se muestra. Las conclusiones que podemos aportar son:

1. En el diseño de parcelas del Inventario Forestal Nacional se puede reducir el tamaño de las parcelas a 15 m, suprimiendo la corona de 25 m, sin perder eficiencia en la estimación de la distribución diamétrica en la mayor parte del territorio nacional.
2. En masas en las que existen árboles de diámetro elevado el diseño de inventario no puede prescindir del muestreo en una cuarta corona de 25 metros sin perder eficiencia en la estimación de la distribución diamétrica de las clases de tamaño superiores, siendo conveniente realizar un estudio que permita comparar la utilización de esta cuarta corona con una alternativa menos costosa como un muestreo relascópico.
3. En masas con mezcla de edades en las que los árboles jóvenes tengan una distribución espacial irregular es necesario plantear alguna modificación en el muestreo que permita mejorar la estimación del número de árboles de la clase diamétrica de 10 cm.
4. Es necesario estudiar el efecto de los factores de expansión en la distribución espacial en agregados para poder explicar los elevados errores de las masas de haya o de piñonero comparado con los obtenidos en parcelas sintéticas

Conclusiones

5. La utilización de índices de competencia dependientes de la distancia supone un avance importante en el estudio del crecimiento, sobre todo en masas con distribución no regular. Los métodos de muestreo actuales permiten la generación de mapas de distribución espacial con facilidad, lo que van a permitir la recuperación del empleo de este tipo de índices en el futuro cercano.

6. El estudio de la estructura de la masa forestal permite ampliar nuestra comprensión de las interacciones individuales de los árboles y de los mecanismos de crecimiento que impulsan la distribución de tamaños, lo que resulta especialmente interesante en el caso de masas mixtas y estructuralmente complejas. Nuevas investigaciones en este tipo de masas aumentarían nuestros conocimientos sobre el impacto de las desigualdades de tamaño en el crecimiento de los árboles.

Referencias bibliográficas

- Achim A, Moreau G, Coops NC, Axelson JN, Barrette J, Bédard S, Byrne KE, Caspersen J, Dick AR, D'Orangeville L, Drolet G, Eskelson BNI, Filipescu CN, Flamand-Hubert M, Goodbody TRH, Griess VC, Hagerman SM, Keys K, Lafleur B, Girona MM, Morris DM, Nock CA, Pinno BD, Raymond P, Roy V, Schneider R, Soucy M, Stewart B, Sylvain J-D, Taylor AR, Thiffault E, Thiffault N, Vepakomma U and White JC. 2022. The changing culture of silviculture. *Forestry* 95, 143–152. <https://doi.org/10.1093/forestry/cpab047>
- Alberdi I, Cañellas I and Condes S. 2014. A long-scale biodiversity monitoring methodology for Spanish national forest inventory. Application to Álava region. *For. Sys.* <https://doi.org/10.5424/fs/2014231-04238>
- Alberdi I, Cañellas I and Vallejo Bombín R. 2017. The Spanish National Forest Inventory: history, development, challenges and perspectives. *Pesq. Flor. Bras.* 37, 361. <https://doi.org/10.4336/2017.pfb.37.91.1337>
- Alberdi I, Sandoval V, Condés S, Cañellas I y Vallejo R. 2016. El Inventario Forestal Español, una herramienta para el conocimiento, la gestión y la conservación de los ecosistemas forestales arbolados. *Ecosistemas* 25:88–96. <https://doi.org/10.7818/ECOS.2016.25-3.10>
- Alberdi I, Vallejo R, Álvarez-González JG, Condés S, González-Ferreiro E, Guerrero S, Hernández L, Martínez-Jauregui M, Montes F, Oliveira N, Pasalodos-Tato M, Robla E, Ruiz-González AD, Sánchez-González M, Sandoval V, San Miguel A, Sixto H and Cañellas I. 2017. The multi-objective Spanish National Forest Inventory. *For. Syst.* 26(2), e04S. <https://doi.org/10.5424/fs/2017262-10577>
- Alemdag IS. 1978. Evaluation of some competition indices for the prediction of diameter increment in planted white spruce. *Can. For. Serv., For. Man. Inst., Inf. Rep. FMR-X-108.*
- Álvarez González JG 1997. Análisis y caracterización de las distribuciones diamétricas de *Pinus pinaster* Ait. en Galicia. 241 pp. Universidad Politécnica de Madrid. Universidad Politécnica de Madrid, Madrid.
- Askarieh A, Ruano I and Bravo F. 2023. Is it needed to integrate mixture degree in Stand Density Management Diagram (SDMD)? *IForest.* <https://doi.org/10.3832/ifor4005-016>
- Asmann E. 1970. The principles of forest yield study. Pergamon Press, Oxford, UK.
- Bailey RL and Dell TR. 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. *For. Sci.* 19:97-104.
- Bailey RL, Abernethy NC and Jones EP. 1980. Diameter distributions models for repeatedly thinned slash pine plantations. *Proceedings of the Southern Silvicultural Research Conference, Atlanta* 115-126.

Referencias bibliográficas

- Becker P and Nichols T. 2011. Effects of Basal Area Factor and Plot Size on Precision and Accuracy of Forest Inventory Estimates. *Northern Journal of Applied Forestry* 28, 152–156. <https://doi.org/10.1093/njaf/28.3.152>
- Bella IE. 1971. A new competition model for individual trees. *For. Sci.* 17: 364-372.
- Benos C. 2001. La saisie des données in situ à l'IFN: enjeux et perspectives. *Revue Forestière Française* 3-4:257-261.
- Biging GS and Dobbertin M. 1992. A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. *For. Sci.* 38: 695-720.
- Biging GS and Dobbertin M. 1995. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. *For. Sci.* 41: 360-377.
- Binkley D, Stape JL and Ryan MG. 2004. Thinking about efficiency of resource use in forests. *For. Ecol. Manage.* 193:5-16.
- Binkley D, Stape JL, Bauerle WL and Ryan MG. 2010. Explaining growth of individual trees: Light interception and efficiency of light use by *Eucalyptus* at four sites in Brazil. *For. Ecol. Manage.* 259, 1704–1713. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2009.05.037>
- Binkley D, Stape JL, Ryan MG, Barnard HR and Fownes J. 2002. Age-related decline in forest ecosystem growth: An individual-tree, stand-structure hypothesis. *Ecosystems* 5:58-67.
- Binkley D. 2004. A hypothesis about the interaction of tree dominance and stand production through stand development. *For. Ecol. Manage.* 190:265-271.
- Binkley D. 2023. Acorn review: The persistent mystery of declining growth in older forests. *For. Ecol. Manage.* 538: 121004. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2023.121004>
- Bitterlich W. 1952. Die Winkelzählprobe. *Forstw Cbl*71, 215–225 (1952). <https://doi.org/10.1007/BF01821439>
- Bitterlich W. 1955. The Spiegel-Relaskop. Available at http://wiki.awf.forst.uni-goettingen.de/wiki/images/a/af/Spiegel-Relaskop_English_Metric_and_Metric_CP.pdf and http://wiki.awf.forst.uni-goettingen.de/wiki/images/4/4b/Spiegel_Relaskop_2_Teil_Deutsch_und_English.pdf
- Bond BJ, Czarnomski NM, Cooper C, Day ME and Greenwood MS. 2007. Developmental decline in height growth in Douglas-fir. *Tree Phys.* 27:441-453.
- Bravo F and Guerra B. 2002. Forest structure and diameter growth in Maritime pine in a Mediterranean area. In: von Gadow K., Nagel J., Saborowski J. (eds) *Continuous Cover Forestry. Managing Forest Ecosystems*, vol 4. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-015-9886-6_10
- Bravo F and 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, Alvarez-Gonzalez JG, del Rio M, Barrio M, Bonet JA, Bravo-Oviedo A, Calama R, Castedo-Dorado F, Crecente-Campo F, Condes S, Dieguez-Aranda U, Gonzalez-Martinez SC, Lizarralde

Referencias bibliográficas

- I, Nanos N, Madrigal A, Martínez-Millan FJ, Montero G, Ordoñez C, Palahi M, Pique M, Rodríguez F, Rodríguez-Soalleiro R, Rojo A, Ruiz-Peinado R, Sánchez-González M, Trasobares A and Vázquez-Pique J. 2011. Growth and yield models in Spain: Historical overview, contemporary examples and perspectives. *For. Sys.* 20, 315–328. <https://doi.org/10.5424/fs/2011202-11512>
- Bravo F, Fabrika M, Ammer C, Barreiro S, Bielak K, Coll L, Fonseca T, Kangur A, Löf M, Merganičová K, Pach M, Pretzsch H, Stojanović D, Schuler L, Peric S, Rötzer T, del Río M, Dodan M and Bravo-Oviedo A. 2019. Modelling approaches for mixed forests dynamics prognosis. Research gaps and opportunities. *For. Sys.* 28(1), eR002. <https://doi.org/10.5424/fs/2019281-14342>
- Bravo F, Hann DW and Maguire D. 2001. Impact of competitor species composition on predicting diameter growth and survival rates of Douglas-fir trees in southwestern Oregon. *Can. J. For. Res.* 31, 2237–2247. <https://doi.org/10.1139/x01-164>
- Bravo F, Hann DW and Maguire DA. 2001. Impact of competitor species composition on predicting diameter growth and survival rates of Douglas-fir trees in southwestern Oregon. *Can. J. Forest. Res.* 31: 2237-2247.
- Bravo F, Pando V, Ordóñez C and Lizarralde I. 2008. Modelling ingrowth in mediterranean pine forests: A case study from Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and Mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) stands in Spain. *Invest. Agrar.: Sist. Recur. For.* 17(3): 250-260.
- Bravo F, Río M del, 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 *et al* (ed.) El Inventario Forestal Nacional. Elemento clave para la gestión forestal sostenible. Pág. 19-35. Fundación Gral. de la Universidad de Valladolid.
- Bravo F, Rodríguez F and Ordoñez C. 2012. A web-based application to simulate alternatives for sustainable forest management: SIMANFOR. *For. Sys.* 21, 4–8. <https://doi.org/10.5424/fs/2112211-01953>
- Bravo F. 1999. Modelo de producción para *Pinus sylvestris* L. en el Alto Valle del Ebro. Tesis Doctoral, ETSIIAA-UVA, inédita
- Bravo-Núñez A and Bravo F. 2024. SEPCI: A R package to compute Spatially Explicit Competition Indexes. 10.13140/RG.2.2.23199.78241.
- Bravo-Oviedo A y Montero G. 2008. Descripción de los caracteres culturales de las principales especies forestales de España. En: Serrada R, Montero G y Reque JA (eds) Compendio de Silvicultura Aplicada en España. Pág. 1039-1114. Edita: INIA, Ministerio de Educación y Ciencia. Madrid
- Bravo-Oviedo A, Del Río M and Montero G. 2004. Site index curves and growth model for Mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Spain. *For. Ecol. Manage.* 201, 187-197.
- Bravo-Oviedo A, Kastendick DN, Alberdi I and Woodall CW. 2021. Similar tree species richness-productivity response but differing effects on carbon stocks and timber production in eastern US and continental Spain. *Science of The Total Environment* 793, 148399. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.148399>

Referencias bibliográficas

- Brown GS. 1965. Point density in stems per acre. New Zealand Forest Institute. Res. Note. No. 38.
- Bryson M, Wang F and Allworth J. 2023. Using synthetic tree data in deep learning-based tree segmentation using LiDAR point clouds. Remote Sens. 15(9):2380. <https://doi.org/10.3390/rs15092380>
- Burkhardt HE and Tomé M. 2012. Modeling forest trees and stands. Springer Netherlands. <https://doi.org/10.1007/978-90-481-3170-9>
- Canham CD, LePage PT and Coates KD. 2004. A neighborhood analysis of canopy tree competition: effects of shading versus crowding. Can. J. For. Res. 34: 778-787.
- Cantero A, Espinel S y Sáenz D. 1995. Un modelo de gestión para las masas de *Pinus radiata* en el País Vasco Cuadernos de la SECF 1:193-198
- Cañadas N, Bravo F y Montero G. 2002. Modelación forestal a partir de los datos del Inventario Forestal Nacional. En Bravo *et al* (ed.) El Inventario Forestal Nacional. Elemento clave para la gestión forestal sostenible. Pág. 133-148. Fundación Gral. de la Universidad de Valladolid.
- Cañadas N. 2000. *Pinus pinea* L en el Sistema Central (Valles del Tiétar y del Alberche): desarrollo de un modelo de crecimiento y producción de piña. Tesis Doctoral, ETSIM-UPM, inédita
- Cao QV. 2004. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. For. Sci. 50, 682–685.
- Carrer M, Castagneri D, Popa I, Pividori M and Lingua E. 2018. Tree spatial patterns and stand attributes in temperate forests: The importance of plot size, sampling design, and null model. For. Ecol. Manage. 407, 125–134. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2017.10.041>
- Cattaneo N, Bravo-Oviedo A and Bravo F. 2018. Analysis of tree interactions in a mixed Mediterranean pine stand using competition indices. Eur. J. For. Res. 137, 109–120. <https://doi.org/10.1007/s10342-017-1094-8>
- Cattaneo N, Schneider R, Bravo F. and Bravo-Oviedo A. 2020. Inter-specific competition of tree congeners induces changes in crown architecture in Mediterranean pine mixtures. For. Ecol. Manage. 476. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118471>
- Cochran PH, Geist JM, Clemens DL, Clausnitzer RR and Powell DC. 1994. Suggesting stocking levels for forest stands in northeastern Oregon and southeastern Washington. Research Paper - US Department of Agriculture, Forest Service.
- Cole WG and Lorimer CG. 1994. Predicting tree growth from crown variables in managed northern hardwood stands. For. Ecol. Manag. 67(1-3): 159-175.
- Collalti A, Ibrom A, Stockmarr A, Cescatti A, Alkama R, Fernández-Martínez M, Matteucci, Sitch S, Friedlingstein P, Ciais P, Goll DS, Nabel JE, Pongratz MS, Arneth J, Haverd A, and Prentice IC. 2020. Forest production efficiency increases with growth temperature. Nat Commun 11, 5322 <https://doi.org/10.1038/s41467-020-19187-w>
- Collalti A, Ibrom A, Stockmarr A, Cescatti A, Alkama R, Fernández-Martínez M, Matteucci G, Sitch S, Friedlingstein P, Ciais P, Goll DS, Nabel JEMS, Pongratz J, Arneth A, Haverd V and Prentice IC.

Referencias bibliográficas

2020. Forest production efficiency increases with growth temperature. *Nat. Commun.* 11, 5322. <https://doi.org/10.1038/s41467-020-19187-w>
- Condés S and del Río M. 2015. Climate modifies tree interactions in terms of basal area growth and mortality in monospecific and mixed *Fagus sylvatica* and *Pinus sylvestris* forests. *Eur. J. For. Res.* <https://doi.org/10.1007/s10342-015-0912-0>
- Condés S and Sterba H. 2005. Derivation of compatible crown width equations for some important tree species of Spain. *For. Ecol. Manage.* 217(2-3): 203-218.
- Condés S y Martínez-Millán J. 1997. Caracterización de las distribuciones diamétricas de masas mono-específicas, aplicación a los hayedos navarros. I Congreso Forestal Hispano-Luso IRATI'97, Pamplona Tomo IV:21-27.
- Condés S y Martínez-Millán J. 2001. Optimización del tamaño de la parcela de muestreo mediante simulación del inventario forestal. III Congreso Forestal Español, Granada Tomo 4:21-27.
- Condés S, Del Río M and Sterba H. 2013. Mixing effect on volume growth of *Fagus sylvatica* and *Pinus sylvestris* is modulated by stand density. *For. Ecol. Manage.* <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2012.12.013>
- Condés S, Pretzsch H and Río M. del. 2023. Species admixture can increase potential tree growth and reduce competition. *For. Ecol. Manage.* <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2023.120997>
- Cordonnier T and Kunstler G. 2015. The Gini index brings asymmetric competition to light. *Perspect. Plant Ecol. Evol. Syst.* 17, 107–115. <https://doi.org/10.1016/j.ppees.2015.01.001>
- Daniels RF, Burkhart HE and Clason TR. 1986. A comparison of competition measures for predicting growth of Loblolly pine trees. *Can. J. For. Res.* 16: 1230-1237.
- Daniels RF. 1976. Simple competition indices and their correlation with annual Loblolly pine Tree Growth. *For. Sci.* 22: 454-456.
- del Río M del. 1998. Régimen de claras y modelo de producción para *Pinus sylvestris* L. en los sistemas Central e Ibérico. INIA- E.T.S.I de Montes. Universidad Politécnica de Madrid, Madrid.
- del Río M, Bravo-Oviedo A, Ruiz-Peinado R and Condés S. 2019. Tree allometry variation in response to intra- and inter-specific competitions. *Trees - Structure and Function.* <https://doi.org/10.1007/s00468-018-1763-3>
- del Río M, Condés S and Pretzsch H. 2014. Analyzing size-symmetric vs. size-asymmetric and intra- vs. inter-specific competition in beech (*Fagus sylvatica* L.) mixed stands. *For. Ecol. Manage.* <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2014.03.047>
- Deo RK, Froese RE, Falkowski MJ and Hudak AT. 2016. Optimizing Variable Radius Plot Size and LiDAR Resolution to Model Standing Volume in Conifer Forests. *Canadian Journal of Remote Sensing* 42, 428–442. <https://doi.org/10.1080/07038992.2016.1220826>
- Devore JL. 1987. Probability and statistics for engineers and the sciences. Brooks/Cole Publishing Company. California. 312.
- DGCN. 1990. Segundo Inventario Forestal Nacional 1986-1995: España. ICONA. Madrid.

Referencias bibliográficas

- Domínguez M, del Río M y Bravo F. 2001 Caracterización selvícola de las repoblaciones de *Pinus sylvestris* L. en los páramos del norte de Castilla y León III Congreso Forestal Español. Granada. Tomo 5:710-715.
- Drapier J et Cluzeau C. 2001. La base de données écologiques de l'IFN. Revue Forestière Française 3-4:365-371.
- Ek AR and Monserud RA. 1974. FOREST: A computer model for simulating the growth and reproduction of mixed species forest stands. Univ Wis Sch Nat Resour Res. Rep R2635.
- Fassnacht FE, Latifi H and Hartig F. 2018. Using synthetic data to evaluate the benefits of large field plots for forest biomass estimation with LiDAR. Remote. Sens. Environ. 213, 115–128. <https://doi.org/10.1016/j.rse.2018.05.007>
- Fernández ME and Gyenge J. 2009. Testing Binkley's hypothesis about the interaction of individual tree water use efficiency and growth efficiency with dominance patterns in open and close canopy stands. For. Ecol. Manage. 257:1859-1865.
- Fernández Tschieder E, Fernández ME, Schlichter TM, Pinazo MA and Crechi EH. 2012. Influence of growth dominance and individual tree growth efficiency on *Pinus taeda* stand growth. A contribution to the debate about why stands productivity declines. For. Ecol. Manage. 277, 116–123. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2012.04.025>
- Forrester D. 2019. Linking forest growth with stand structure: Tree size inequality, tree growth or resource partitioning and the asymmetry of competition. For. Ecol. Manage. <https://doi.org/10.1016/J.FORECO.2019.05.053>
- Fox JC, Bi H and Ades PK. 2007a. Spatial dependence and individual-tree growth models. For. Ecol. Manage. 245, 20–30. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2007.01.085>
- Fox JC, Bi H and Ades PK. 2007b. Spatial dependence and individual-tree growth models. Forest Ecology and Management 245, 10–19. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2007.04.025>
- Gadow KV. 1984. Fitting diameter distributions of even aged pine stands. Forstwissenschaftliches Centralblatt 103:360-374.
- Gao H, Chen D, Sun X. and Zhang S. 2021. Modelling the responses of crown profiles to competition in terms of different tree classes and directions in two coniferous tree species in northeastern China. Eur. J. For. Res. 140, 159–174. <https://doi.org/10.1007/s10342-020-01321-4>
- Garber SM and Maguire DA. 2005. The response of vertical foliage distribution to spacing and species composition in mixed conifer stands in central Oregon. For. Ecol. Manage. 211:341-355.
- García López JM. 1995. Evolución de la estructura en masas ordenadas de *Pinus sylvestris* L. Ensayo de un modelo descriptivo. Reunión de Valsaín, Valsaín
- Gillespie AJR. 1999. Rationale for a national annual forest inventory program. J. For 97:16-20.

Referencias bibliográficas

- Gilmore DW and Seymour RS. 1996. Alternative measures of stem growth efficiency applied to *Abies balsamea* from four canopy positions in central Maine, USA. *For. Ecol. Manage.* 84:209–218.
- Gómez C, White JC, Wulder M.A and Alejandro P. 2014. Historical forest biomass dynamics modelled with Landsat spectral trajectories. *ISPRS J. Photogramm. Rem. Sens.* <https://doi.org/10.1016/j.isprsjprs.2014.03.008>
- Gordillo E, Díaz R y Martínez-Millán J. 1999. Elementos estructurales para la caracterización de la biodiversidad en el Tercer Inventario Forestal Nacional Actas del Congreso de Ordenación y Gestión Sostenible de Montes, Santiago de Compostela. Tomo II:641-649
- Gordillo E, Díaz R y Martínez-Millán J. 2001. Biodiversidad en el Tercer Inventario Forestal Nacional: Primeros resultados de la valoración por medio de indicadores III Congreso Forestal Español, Granada Tomo 7:21-27
- Gray A. 2003. Monitoring stand structure in mature coastal Douglas-fir forests: effect of plot size. *For. Ecol. Manage.* 175:1-16.
- Gschwantner T, Alberdi I, Bauwens S, Bender S, Borota D, Bosela M, Bouriaud O, Breidenbach J, Donis J, Fischer C, Gasparini P, Heffernan L, Hervé J-C, Kolozs L, Korhonen KT, Koutsias N, Kovácsévics P, Kučera M, Kulbokas G, Kuliešis A, Lanz A, Lejeune P, Lind T, Marin G, Morneau F, Nord-Larsen T, Nunes L, Pantić D, Redmond J, Rego FC, Riedel T, Šebeň V, Sim A, Skudnik M and Tomter SM. 2022. Growing stock monitoring by European National Forest Inventories: Historical origins, current methods and harmonisation. *For. Ecol. Manage.* 505, 119868. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2021.119868>
- Haan CT. 1986. *Statistical methods in hydrology.* Iowa State Press. 378 pp
- Hamilton GJ. 1969. The dependence of volume increment of individual trees on dominance, crown dimensions, and competition. *Forestry* 42, 133–144. <https://doi.org/10.1093/forestry/42.2.133>
- Hann DW and Hanus ML. 2001. Enhanced mortality equations for trees in the mixed conifer zone of Southwest Oregon. *For. Res. Lab. RC - 34.* Oregon State University, Corvallis.
- Hann DW and Larsen DR., 1991. Diameter growth equations for fourteen tree species in southwest Oregon. *For. Res. Lab.* Oregon State University, Corvallis.
- Hann DW and Ritchie MW. 1988. Height growth rate of Douglas-fir: a comparison of model forms. *For. Sci.* 34, 165-175.
- Hann DW and Wang CH. 1990. Mortality equations for individuals trees in the mixed-conifer zone of southwest Oregon. *For. Res. Lab.* Oregon State University, Corvallis.
- Hann DW, Hester AS and Olsen CL. 1995. *ORGANON user's manual: Edition 5.0.* Department of Forest Resources, Oregon State University, Corvallis, Oregon. 127p.

Referencias bibliográficas

- Helluy M, Prévosto B, Cailleret M, Fernández C and Balandier P. 2020. Competition and water stress indices as predictors of *Pinus halepensis* Mill. radial growth under drought. For. Ecol. Manage. 460. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.117877>
- Henttonen HM and Kangas A. 2015. Optimal plot design in a multipurpose forest inventory. For. Ecosyst. 2, 31 <https://doi.org/10.1186/s40663-015-0055-2>
- Herrero C and Bravo F. 2012. Can we get an operational indicator of forest carbon sequestration? A case study from two forest regions in Spain. Ecol. Indic. 17:120–126. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2011.04.021>
- Ibáñez Ulargui. 1989. El haya (*Fagus sylvatica* L.) en La Rioja. Selvicultura y ordenación. Tesis Doctoral. ETSIM-UPM, Madrid.
- Jazbec A, Vedriš M, Božić M and Goršić E. 2011. Efficiency of inventory in uneven-aged forests on sample plots with different radii. Croat. J. For. Eng. 32, 301–312.
- Kahrman A, Şahin A, Sönmez T and Yavuz M. 2018. A novel approach to selecting a competition index: The effect of competition on individual-tree diameter growth of Calabrian pine. Can. J. For. Res. 48, 1217–1226. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2018-0092>
- Kershaw JA, Ducey MJ, Beers TW and Husch B. 2016. *Forest Mensuration* (pp. 34–66). John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9781118902028>
- Knoebel BR, Bukhart HE and Beck DE. 1986. A growth and yield model for thinned stands of yellow-poplar. For. Sci. Monograph 27:62.
- Koivuniemi J. 2003. Metsiköihin ja paikannettuihin koealoihin perustuvan kuvioittaisen arvioinnin tarkkuus. Summary: The accuracy of the compartmentwise forest inventory based on stands and located sample plots. Doctoral thesis. Publications of the Department of Forest Resource Management 36. University of Helsinki, Helsinki, p 160
- Laar AV, Mosandl R and Van Laar A. 1989. Diameter distributions in young oak stands. Allgemeine Forst und Jagdzeitung 160:189-194.
- Li JP, Fang XN, Feng Y, Sun H, Cao XY, Zhao CY and Li JJ. 2015. Tree competition indexes based on weighted Voronoi diagram. Beijing Linye Daxue Xuebao 37, 61–68. <https://doi.org/10.13332/j.1000-1522.20140310>
- Liang R, Xie Y, Sun Y, Wang B and Ding Z. 2023. Temporal changes in size inequality and stand growth partitioning between tree sizes under various thinning intensities in subtropical *Cunninghamia lanceolata* plantations. For. Ecol. Manage. 547. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2023.121363>
- Lima RAF, Batista JLF and Prado PI. 2015. Modeling Tree Diameter Distributions in Natural Forests: An Evaluation of 10 Statistical Models. For. Sci. 61, 320–327. <https://doi.org/10.5849/forsci.14-070>
- Lin S, Li Y, Chen Q, Wang Q and He K. 2021. Influence of tree size, local forest structure, topography, and soil resource availability on plantation growth in Qinghai Province, China Ecol. Indic. 120:106957 <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2020.106957>

Referencias bibliográficas

- Lizarralde I and Bravo F. 2003. Crown and taper equations for Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in Northern Spain. In: Proceedings: Decision support for multiple purpose forestry. Wien. Austria.
- Lizarralde I, Ordóñez C and Bravo F. 2004. Desarrollo de ecuaciones de copa para *Pinus pinaster* Ait en el Sistema Ibérico Meridional. Cuad. Soc. Esp. Cien. For. 18: 173-177 ISSN: 1575-2410
- Lizarralde I. 2008. Dinámica de rodales y competencia en las masas de pino silvestre (*Pinus sylvestris* L.) y pino negral (*Pinus pinaster* Ait.) de los sistemas Central e Ibérico Meridional. Tesis Doctoral. Universidad de Valladolid.
- Long JN and Smith FW. 1990. Determinants of stemwood production in *Pinus contorta* var. *latifolia* forests: the influence of site quality and stand structure. J. Appl. Ecol. 27: 847–856.
- Long S, Zeng S, Liu F and Wang G. 2020. Influence of slope, aspect and competition index on the height-diameter relationship of *Cyclobalanopsis glauca* trees for improving prediction of height in mixed forests. Silva Fenn. 54. <https://doi.org/10.14214/sf.10242>
- Lorimer CG. 1983. Tests of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands. For. Ecol. Manage. 6(4): 343-360.
- Madrigal A, Álvarez-González J, Rodríguez-Soalleiro R y Rojo Alboreca A. 1999. Tablas de producción para los montes españoles. Fundación Conde del Valle de Salazar. Escuela Técnica Superior de Ingenieros de Montes, Madrid. 253 pp
- Magnussen S, Kleinn C and Fehrmann L. 2020. Wood volume errors from measured and predicted heights. Eur. J. For. Res. 139, 169–178. <https://doi.org/10.1007/s10342-020-01257-9>
- Maguire DA and Batista JLF. 1996. Sapwood taper models and implied sapwood volume and foliage profiles for coastal Douglas-fir. Can. J. For. Res. 26, 849–863. <https://doi.org/10.1139/x26-093>
- Maguire DA and Bennett WS. 1996. Pattern in vertical distribution of foliage in young coastal Douglas-fir. Can. J. For. Res. 26:1991-2005.
- Maguire DA, Brissette JC and Gu L. 1998. Crown structure and growth efficiency of red spruce in uneven-aged, mixed-species stands in Maine. Can. J. For. Res. 28:1233-1240.
- Mainwaring DB and Maguire DA. 2004. The effect of local stand structure on growth and growth efficiency in heterogeneous stands of ponderosa pine and lodgepole pine in central Oregon. Can. J. For. Res. 34(11):2217-2229
- Mäkelä A and Valentine HT. 2020. Models of tree and stand dynamics: Theory, formulation and application. Springer International Publishing, Cham. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-35761-0>
- Martin GL and Ek AR. 1984. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. For. Sci. 30(3): 731-743.
- Matthews RW, Jenkins TAR, Mackie ED and Dick EC. 2016. Forest Yield: A handbook on forest growth and yield tables for British forestry, Forestry Commission, Edinburgh.
- Mawson JC. 1968. A Monte Carlo study of distance measures in sampling for spatial distribution in forest stands. For. Sci. 14: 127-139.

Referencias bibliográficas

- Metsaranta J and Lieffers V. 2008. Inequality of size and size increment in *Pinus banksiana* in relation to stand dynamics and annual growth rate. *Ann. Bot.* 101, 561 - 571. <https://doi.org/10.1093/aob/mcm320>
- Meyer P, Schulte U, Balcar P und Kölbl M. 1999. Entwicklung der baumarten- und strukturdiversität in buchennaturwald-reservaten. Natur- und Umweltschutzakademie des Landes NRW, NUA-Seminarbericht "Buchennaturwald-Reservate- unsere Urwälder von morgen".
- Moer M. 1993. Characterizing spatial patterns of trees using stem-mapped data. *For. Sci.* 39(4): 756-775.
- Moer M. 1997. Spatial models of competition and gap dynamics in old-growth *Tsuga heterophylla/Thuja plicata* forests. *For. Ecol. Manage.* 94:175-186.
- Monserud RA and Sterba H. 1999. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species *For. Ecol. Manage.* 113:109-123.
- Montero G, Ruiz-Peinado R and Muñoz M. 2005. Producción de biomasa y fijación de CO₂ por los bosques españoles. Monografías INIA: Serie Forestal, Madrid.
- Moore J, Budelsky C and Schlesinger R. 1973. A new index representing individual tree competitive status. *Can. J. For. Res.* 3: 495-500.
- Moore JA, Zhang L and Newberry JD. 1994. Effects of intermediate silvicultural treatments on the distribution of within-stand growth. *Can. J. For. Res.* 24(2): 398-404. <https://doi.org/10.1139/x94-053>
- Moreno-Gutiérrez C, Battipaglia G, Cherubini P, Saurer M, Nicolás E, Contreras S and Querejeta JI. 2012. Stand structure modulates the long-term vulnerability of *Pinus halepensis* to climatic drought in a semiarid Mediterranean ecosystem. *Plant Cell Environ.* 35, 1026–1039. <https://doi.org/10.1111/j.1365-3040.2011.02469.x>
- Moser EB. 1987. The analysis of mapped spatial point patterns. In SAS Users Group International Conference, Dallas, TX. pp. 1141-1145.
- Munro DD. 1974. Forest growth model – a prognosis. In: Fries J (ed) Growth models for tree and stand simulation. Royal College of Forestry, Stockholm, pp 7–21, Research Notes 30
- Nabuurs G-J, Mrabet R, Abu Hatab A, Bustamante M, Clark H, Havlík P, House J, Mbow C, Ninan KN, Popp A, Roe S, Sohngen B and Towprayoon S, 2022: Agriculture, Forestry and Other Land Uses (AFOLU). In IPCC, 2022: Climate Change 2022: Mitigation of Climate Change. Contribution of Working Group III to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [P.R. Shukla, J. Skea, R. Slade, A. Al Khourdajie, R. van Diemen, D. McCollum, M. Pathak, S. Some, P. Vyas, R. Fradera, M. Belkacemi, A. Hasija, G. Lisboa, S. Luz, J. Malley, (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA. doi: 10.1017/9781009157926.009
- Nance WL, Grissom JE and Smith WR. 1988. A new competition index based on weighted and constrained area potentially available. In Forest Growth Modelling and Prediction Conference, Minneapolis.

Referencias bibliográficas

- Nanos N and Montero G. 2002. Spatial prediction of diameter distribution models. *For. Ecol. Manage.* [https://doi.org/10.1016/S0378-1127\(01\)00498-4](https://doi.org/10.1016/S0378-1127(01)00498-4)
- Nanos N and Sjöstedt de Luna S. 2017. Fitting diameter distribution models to data from forest inventories with concentric plot design. *For. syst.* 26, e01S. <https://doi.org/10.5424/fs/2017262-10486>
- Navarro-Cerrillo RM, Sánchez-Salguero R, Herrera R, Ceacero Ruiz CJ, Moreno-Rojas JM, Manzanedo RD and López-Quintanilla J. 2016. Contrasting growth and water use efficiency after thinning in mixed *Abies pinsapo*-*Pinus pinaster*-*Pinus sylvestris* forests. *J. For. Sci.* 62, 53–64. <https://doi.org/10.17221/104/2015-JFS>
- Newton PF and Jolliffe PA. 1998. Assessing processes of intraspecific competition within spatially heterogeneous black spruce stands. *Can. J. For. Res.* 28: 259-275.
- Nienaber GW. 1999. Stand and tree dynamics in uneven-aged interior Douglas-fir stands. University of British Columbia, Vancouver, British Columbia. p. 119.
- Nord-Larsen T, Damgaard C and Weiner J. 2006. Quantifying size-asymmetric growth among individual beech trees. *Can. J. For. Res.* 36, 418–425. <https://doi.org/10.1139/x05-255>
- O'Hara K. 1988. Stand structure and growing space following thinning in an even-aged Douglas-fir stand. *Can. J. For. Res.* 18: 859-866.
- O'Hara K. 1996. Dynamics and stocking-level relationships of multi-aged *Ponderosa pine* stands. *For. Sci. Monograph No.* 33.
- O'Hara K. 2014. *Multiaged Silviculture: Managing for complex forest stand structures.* Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198703068.001.0001>
- O'Hara KL, Lähde E, Laiho O, Norokorpi Y and Saksa T. 2001. Leaf area allocation as guide to stocking control in multi-aged, mixed-conifer forests in southern Finland. *Forestry* 74(2):171-185.
- Opie JE. 1968. Predictability of individual tree growth using various definitions of competing basal area. *For. Sci.* 14: 314-323.
- Ortega A. 1989. *Modelos de evolución de Pinus sylvestris L.* 259 pp. E.T.S.I. de Montes. Universidad Politécnica de Madrid, Madrid.
- Packard KC and Radtke PJ. 2007. Forest sampling combining fixed- and variable-radius sample plots. *Can. J. For. Res.* 37, 1460–1471. <https://doi.org/10.1139/X06-321>
- Piqué M, Obon B, Condés S and Saura S. 2011. Comparison of relascope and fixed-radius plots for the estimation of forest stand variables in northeast Spain: An inventory simulation approach. *Eur. J. For. Res.* 130, 851–859. <https://doi.org/10.1007/s10342-010-0477-x>
- Piqué M, Vericat P and Beltrán M. 2017. Orgest: Regional guidelines and silvicultural models for sustainable forest management. *For. Sys.* <https://doi.org/10.5424/fs/2017262-10627>

Referencias bibliográficas

- Pitkänen TP, Bianchi S and Kangas A. 2022. Quantifying the effects of competition on the dimensions of Scots pine and Norway spruce crowns. *Int. J. Appl. Earth Obs. Geoinf.* 112, 102941. <https://doi.org/10.1016/j.jag.2022.102941>
- Pommerening A and Sterba H. 2024. Monitoring spatial tree diversity indices using relascope sampling: Estimators, interactions and limitations. *Ecol. Inf.* 81, 102579. <https://doi.org/10.1016/j.ecoinf.2024.102579>
- Pretzsch H and Hilmers T. 2024. Structural diversity and carbon stock of forest stands. Trade off as modified by silvicultural thinning. *Eur. J. For. Res.* DOI:[10.21203/rs.3.rs-3726066/v1](https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-3726066/v1)
- Pretzsch H and Schütze G. 2015. Effect of tree species mixing on the size structure, density, and yield of forest stands. *Eur. J. For. Res.* 135, 1-22. <https://doi.org/10.1007/s10342-015-0913-z>
- Pretzsch H, Forrester DI and Bauhus J. (Eds.). 2017. *Mixed-Species Forests*. Springer Berlin Heidelberg, Berlin, Heidelberg. <https://doi.org/10.1007/978-3-662-54553-9>
- Pretzsch H, Hilmers T and del Río M. 2024. The effect of structural diversity on the self-thinning line, yield level, and density-growth relationship in even-aged stands of Norway spruce. *For. Ecol. Manage.* 556. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2024.121736>
- Pretzsch H. 2009. *Forest dynamics, growth and yield: From measurement to model*. Springer Berlin Heidelberg, Berlin, Heidelberg. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-88307-4>
- Pretzsch H. 2013. Facilitation and Competition in Mixed-Species Forests Analyzed along an Ecological Gradient. *Nova Acta Leopold.* 114, 159–174.
- Pretzsch H. 2022. Facilitation and competition reduction in tree species mixtures in Central Europe: Consequences for growth modeling and forest management. *Ecol Modell.* 464, 109812. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2021.109812>
- Prieto C, Domínguez M y Bravo F. 2001 Caracterización de las masas de *Pinus sylvestris* Arn. subsp. *Salzmannii* (Dunal) Franco en el Sistema Ibérico Español III Congreso Forestal Español Tomo 5:510-515.
- Reams GA, Roesch FA and Cost ND. 1999. Annual forest inventory: cornerstone of sustainability in the South. *J. For.* 97
- Reque JA and Bravo F. 2008. Identifying forest structure types using National Forest Inventory Data: The case of sessile oak forest in the Cantabrian range; [Identificación de tipologías estructurales con el Inventario Forestal Nacional: El caso de los robledales albares en la Cordillera Cantábrica1]. *Invest. Agr. Sist. Rec. For.* <https://doi.org/10.5424/srf/2008172-01027>
- Reynolds MR Jr; Burk TE and Huang WC. 1988. Goodness of fit test and model selection procedures for diameter distribution models. *For. Sci.* 34:373-399.
- Rice B, Weiskittel AR and Wagner RG. 2014. Efficiency of alternative forest inventory methods in partially harvested stands. *Eur J Forest Res* 133, 261–272. <https://doi.org/10.1007/s10342-013-0756-4>

Referencias bibliográficas

- Rieder JS, Link RM, Köthe K, Seidel D, Ullmann T, Žmegač A, Zang C and Schuldt B. 2024. TreeCompR : Tree competition indices for inventory data and 3D point clouds. <https://doi.org/10.1101/2024.03.23.586379>
- Riofrío J, Del Río M and Bravo F. 2017. Mixing effects on growth efficiency in mixed pine forests. *Forestry*. <https://doi.org/10.1093/forestry/cpw056>
- Ripley BD. 1977. Modelling spatial patterns (with discussion). *J. R. Statist. Soc. B* 39: 172-212.
- Roberts SD and Long JN. 1992. Production efficiency of *Abies lasiocarpa*: influence of vertical distribution of leaf area. *Can. J. For. Res.* 22: 1230–1234.
- Roberts SD, Long JN and Smith FW. 1993. Canopy stratification and leaf area efficiency: a conceptualization. *For. Ecol. Manage.* 60: 143–156.
- Rodríguez De Prado D, Riofrío J, Aldea J, Bravo F and Herrero C. 2022. Competition and climate influence in the basal area increment models for Mediterranean mixed forests. *For. Ecol. Manage.* 506, 119955. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2021.119955>
- Rodríguez De Prado D, San Martín R, Bravo F and Herrero C. 2020. Potential climatic influence on maximum stand carrying capacity for 15 Mediterranean coniferous and broadleaf species. *For. Ecol. Manage.* 460, 117824. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2019.117824>
- Rodríguez De Prado D, Vázquez Veloso A, Quian YF, Ruano I, Bravo F and Herrero C. 2023. Can mixed forests sequester more CO₂ than pure forests in future climate scenarios? A case study of *Pinus sylvestris* combinations in Spain. *Eur. J. For. Res.* 142, 91–105. <https://doi.org/10.1007/s10342-022-01507-y>
- Rojo A y Montero G. 1996. El pino silvestre en la Sierra de Guadarrama. Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación, Madrid.
- Rondeux J et Lecomte H. 2001. L' inventaire forestier wallon. *Revue Forestière Française* 3-4:263-267.
- Ruano I, Rodríguez-García E and Bravo F. 2013. Effects of pre-commercial thinning on growth and reproduction in post-fire regeneration of *Pinus halepensis* Mill. *Ann. For. Sci.* 70, 357–366. <https://doi.org/10.1007/s13595-013-0271-2>
- Rubin BD, Manion PD and Faber-Langendoen D. 2006. Diameter distributions and structural sustainability in forests. *Forest Ecology and Management* 222, 427–438. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2005.10.049>
- Ruiz-Peinado R, Montero G and del Río M. 2012. Biomass models to estimate carbon stocks for hardwood tree species; [Ecuaciones para la estimación de biomasa de frondosas en España]. *For. Sys.* <https://doi.org/10.5424/fs/2112211-02193>
- Ryan MG and Yoder BJ. 1997. Hydraulic limits to tree height and tree growth. *BioScience* 47:235-242.
- Ryan MG, Binkley D and Fownes JH. 1997. Age-related decline in forest productivity: Pattern and process. *Adv. Ecol. Res.* 27, 213–262. [https://doi.org/10.1016/S0065-2504\(08\)60009-4](https://doi.org/10.1016/S0065-2504(08)60009-4)

Referencias bibliográficas

- Ryan MG, Binkley D and Fownes JH. 1997. Age-related decline in forest productivity: Pattern and process. *Adv. Ecol. Res.* 27:213-262.
- Ryan MG, Binkley D, Fownes JH, Giardina CP and Senock RS. 2004. An experimental test of the causes of forest growth decline with stand age. *Ecol. Monogr.* 74:393-414.
- Sáenz D y Cantero A. 2001. "Elementos de planificación forestal en el País Vasco". En "Conservación Uso y Gestión de los Sistemas Forestales", VI Jornadas de desarrollo Sostenible de Urdaibai (eds. Gobierno Vasco y Centro UNESCO Euskal Herria), pp. 87-91, Bilbao, España.
- SAS. 1999. *Ins. SAS/STAT User's guide*. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- SAS Institute Inc 2013. *SAS/ACCESS® 9.4 Interface to ADABAS: Reference*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Schreuder HT, Gregoire TG and Wood GB. 1993. *Sampling methods for multiresource forest inventory* Ed Wiley and Sons Inc., Nueva York 446 pp
- Schröder J and Von Gadow K. 1999. Testing a new competition index for Maritime pine in northwestern Spain. *Can. J. For. Res.* 29, 280–283. <https://doi.org/10.1139/x98-199>
- Smith FW and Long JN. 1989. The influence of canopy architecture on stemwood production and growth efficiency of *Pinus contorta* var. *latifolia*. *J. Appl. Ecol.* 26: 681–691.
- Sterba H and Amateis RL. 1998. Crown efficiency in a loblolly pine (*Pinus taeda*) spacing experiment. *Can. J. For. Res.* 28: 1344-1351.
- Stierlin HR, Brändi U-B, Herold A und Zinggelen J. 1994 *Schweizerisches Landesforstinventar anleitung für die Felaufnahmen 1993-1995 Birmensdorf, E.F. für W.S. und L., 204 pp.*
- Stoneman GL and Whitford K. 1995. Analysis of the concept of growth efficiency in *Eucalyptus marginata* (jarrah) in relation to thinning, fertilising and tree characteristics. *For. Ecol. Manage.* 76: 47-53.
- Sun G, Caldwell P and McNulty S. 2015. Modelling the potential role of forest thinning in maintaining water supplies under a changing climate across the conterminous United States. *Hydro. Processes*, 29, 5016-5030. <https://doi.org/10.1002/hyp.10469>.
- Sun H, Diao S, Liu R, Forrester D, Soares Á, Saito D, Dong R and Jiang J. 2018. Relationship between size inequality and stand productivity is modified by self-thinning, age, site and planting density in Sassafras tzumu plantations in central China. *For. Ecol. Manage.* <https://doi.org/10.1016/j.FORECO.2018.02.003>
- Sun Z, Wang Y, Pan L and Sun Y. 2022. Hegyi competition index decomposition to improve estimation accuracy of *Larix olgensis* crown radius. *Ecol. Indic.* 143, 109322. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2022.109322>
- Tang Y and Pearson G. 1992. Effect of juvenile wood and choice of parametric property distributions on reliability-based beam desing. *Wood Fiber Sci.* 24:216-224.
- Teimouri M, Doser JW and Finley AO. 2020. ForestFit: An R package for modeling plant size distributions. *Environ. Model. Softw.* 131. <https://doi.org/10.1016/j.envsoft.2020.104668>

Referencias bibliográficas

- Thomas SC and Weiner J. 1989. Including competitive asymmetry in measures of local interference in plant populations. *Oecologia* 80(3): 349-355.
- Tokola T and Shrestha SM. 1999. Comparison of cluster-sampling techniques for forest inventory in southern Nepal. *For. Ecol. Manage.* 116:219-231
- Tomé M, Barreiro S and Uva JS. 2016. National Forest Inventories Reports: Portugal C. Vidal, et al. (Eds.), *National Forest Inventories – Assessment of wood availability and use*, Springer International Publishing pp. 637-654
- Tomé M. and Burkhardt H.E. 1989. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual trees. *For. Sci.* 35(3): 816-831.
- Tomter SM. 2016. National Forest Inventories Reports: Norway. En Vidal et al (Eds.), *National Forest Inventories – Assessment of wood availability and use*, Springer International Publishing, pp. 601-619
- Trasobares A, Tomé M and Miina J. 2004. Growth and yield model for *Pinus halepensis* Mill. in Catalonia, north-east Spain. *For. Ecol. Manage.* 203: 49-62.
- Tupinambá-Simões F, Pascual A, Guerra-Hernández J, Ordóñez C, de Conto T and Bravo F. 2023. Assessing the performance of a handheld laser scanning system for individual tree mapping— A mixed forests showcase in Spain. *Remote Sens.* <https://doi.org/10.3390/rs15051169>
- Vázquez-Veloso A, Pando V, Ordóñez C and Bravo F. 2023. Evaluation and validation of forest models: Insight from Mediterranean and Scots pine models in Spain. *Ecol. Inf.* 77, 102246. <https://doi.org/10.1016/j.ecoinf.2023.102246>
- Vega-Gorgojo G, Giménez-García JM, Ordóñez C, Bravo F, Schlieder C, 2022. Pioneering easy-to-use forestry data with Forest Explorer. *Semantic Web* 13, 147–162. <https://doi.org/10.3233/SW-210430>
- Vidal C, Alberdi I, Hernández L and Redmond J. 2016. National forest inventories: Assessment of wood availability and use. *National Forest Inventories: Assessment of Wood Availability and Use.* <https://doi.org/10.1007/978-3-319-44015-6>
- Waldy J, Kershaw JA, Weiskittel A and Ducey MJ. 2022. Diameter distribution model development of tropical hybrid Eucalyptus clonal plantations in Sumatera, Indonesia: A comparison of estimation methods. *New Zealand J. For. Sci.* 52. <https://doi.org/10.33494/nzjfs522022x151x>
- Wang Y, Li J, Cao X, Liu Z and Lu Y. 2023. The multivariate distribution of stand spatial structure and tree size indices using neighborhood-based variables in coniferous and broad mixed forest. *Forests* 14(11):2228. <https://doi.org/10.3390/f14112228>
- Wang YP and Jarvis PG. 1990. Influence of crown structural properties on PAR absorption, photosynthesis, and transpiration in Sitka spruce: application of a model (MAESTRO). *Tree Phys* 7:297-316.
- Waring RH, Newman K and Bell J. 1981. Efficiency of tree crowns and stemwood production of different canopy leaf densities. *Forestry* 54: 129-137.

Referencias bibliográficas

- Waring RH, Thies WG, Muscato D. 1980. Stem growth per unit of leaf area: a measure of tree vigor. *For. Sci.* 36: 1077-1104.
- Weiner J. 1984. Neighbourhood interference amongst *Pinus rigida* individuals. *J. Ecol.* 72: 183-195.
- Weiskittel AR, Hann DW, Kershaw JA and Vanclay JK. 2011. *Forest growth and yield modeling*. John Wiley & Sons, Ltd.
- Wensel LC, Meerschaert WJ and Biging GS. 1987. Tree height and diameter growth models for northern California conifers. *Hilgardia* 55, 1-20.
- West PW. 2014. Calculation of a growth dominance statistic for forest stands. *For. Sci.* 60(6), 1021-1023. <https://doi.org/10.5849/forsci.13-186>
- West PW. 2023. Quantifying effects on tree growth rates of symmetric and asymmetric inter-tree competition in even-aged, monoculture *Eucalyptus pilularis* forests. *Trees* 37, 239–254. <https://doi.org/10.1007/s00468-022-02341-w>
- Wykoff WR. 1990. A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountains. *For. Sci.* 36: 1077-1104.
- Xu M and Harrington TB. 1998. Foliage biomass distribution of loblolly pine as affected by tree dominance, crown size, and stand characteristics. *Can. J. For. Res.* 28:887-889
- Zumrawi AA and Hann DW. 1993. Diameter growth equations for Douglas-fir and grand fir in the western Willamette Valley of Oregon. Forest Research Laboratory. Oregon State University. Research Contribution. RC - 4.