

UNIVERSIDAD DE LA FRONTERA
FACULTAD DE CIENCIAS AGROPECUARIAS Y FORESTALES



**CONSTRUCCIÓN DE ECUACIONES DE VOLUMEN PARA LAS ESPECIES DEL
BOSQUE ADULTO MIXTO Y DEL RENOVAL DE ROBLE (*Nothofagus obliqua*
(Mirb.) Oerst.) DEL PREDIO RUCAMANQUE, IX REGIÓN DE LA ARAUCANÍA.**

TESIS PRESENTADA A LA FACULTAD DE
CIENCIAS AGROPECUARIAS Y FORESTALES DE
LA UNIVERSIDAD DE LA FRONTERA COMO
PARTE DE LOS REQUISITOS PARA OPTAR AL
TITULO DE INGENIERO FORESTAL.

CHRISTIAN EDUARDO SALAS ELJATIB
TEMUCO – CHILE
2000

UNIVERSIDAD DE LA FRONTERA
FACULTAD DE CIENCIAS AGROPECUARIAS Y FORESTALES



**CONSTRUCCIÓN DE ECUACIONES DE VOLUMEN PARA LAS ESPECIES DEL
BOSQUE ADULTO MIXTO Y DEL RENOVAL DE ROBLE (*Nothofagus obliqua*
(Mirb.) Oerst.) DEL PREDIO RUCAMANQUE, IX REGIÓN DE LA ARAUCANÍA.**

TESIS PRESENTADA A LA FACULTAD DE
CIENCIAS AGROPECUARIAS Y FORESTALES DE
LA UNIVERSIDAD DE LA FRONTERA COMO
PARTE DE LOS REQUISITOS PARA OPTAR AL
TÍTULO DE INGENIERO FORESTAL.

CHRISTIAN EDUARDO SALAS ELJATIB
PROFESOR GUIA: MAURICIO REYES SCHENCKE.
TEMUCO - CHILE

2000

Esta tesis ha sido financiada por el Fondo Nacional de Desarrollo Regional (FNDR) IX Región de la Araucanía, en el contexto del proyecto “Aplicación Sistema de Financiamiento de Tesis Universitarias de Interés para la IX Región”

**“Construcción de Ecuaciones de volumen para las especies del bosque adulto mixto y del
renoval de Roble (*Nothofagus obliqua* (Mirb.) Oerst.) del predio Rucamanque, IX región de
la Araucanía”.**

Nota: 7.0

PROFESOR PATROCINANTE

:

MAURICIO REYES SCH.
Ingeniero Forestal

Nota: 7.0

PROFESOR CONSEJERO

:

PATRICIO NÚÑEZ M.
Ingeniero Forestal

Nota: 7.0

:

CLAUDIA BASSABER E.
Ingeniero Forestal

CALIFICACIÓN PROMEDIO TRABAJO : 7.0

DEDICATORIA

Dedico esta tesis a mis padres Patricio y Fadua, quienes me han dado su apoyo y confianza desde el primer momento en que decidí entrar a las ciencias forestales.

A mis hermanos, Pato y Pamela, los que han sido mis constantes fuentes de admiración en mi desarrollo como persona.

AGRADECIMIENTOS

Deseo expresar mis sinceros agradecimientos a las siguientes personas:

Don Mauricio Reyes Sch., profesor del Departamento de Ciencias Forestales de la Universidad de La Frontera, maestro y amigo, cuya motivación permanente en el campo de la mensura forestal, sus valiosas sugerencias y la orientación que me brindara durante todo el periodo desde que se planificó la presente investigación, fueron pilares fundamentales para la elaboración de este estudio.

Don Patricio Núñez M., profesor del Departamento de Ciencias Forestales de la Universidad de La Frontera, por sus interesantes observaciones y comentarios a la presente, y además por motivar en mi formación universitaria, el manejo y estudio de los bosques nativos.

Sra. Claudia Bassaber E., profesora del Departamento de Ciencias Forestales de la Universidad de La Frontera, por su colaboración en todas las etapas de terreno que fueron necesarias para llevar a cabo la investigación.

A la Srta. Maribel Parada I., profesora de la Universidad de La Frontera, por su detallada y desinteresada colaboración en la corrección del escrito de la tesis.

A Rodrigo Pedraza C., Mauricio Marín S., Lissette Manríquez R., Mauricio Lobos B., Jaime Concha M., Danilo Santini B. y Laertes Rodríguez F., queridos compañeros de ciencias forestales, quienes colaboraron desinteresadamente en la toma de datos.

A Lissette, por su permanente apoyo y aliento en la culminación de esta tesis.

A mis amigos, los cuales me apoyaron y brindaron ayuda en momentos alegres y amargos en el desarrollo de mi tesis.

MUCHAS GRACIAS

ÍNDICE DE MATERIAS

Capítulo		Página
1	INTRODUCCIÓN	1
2	REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA	3
2.1	Ecuaciones de volumen	3
2.1.1	Volumen	3
2.1.2	Estimación del volumen	3
2.1.3	Ecuaciones de volumen en Chile	5
2.2	Construcción de ecuaciones de volumen	9
2.2.1	Métodos de estimación	9
2.2.2	Análisis de regresión	10
2.2.3.	Violación de supuestos en el análisis de regresión	11
2.2.3.1	Normalidad	11
2.2.3.2	Homocedasticidad u Homogeneidad de varianza	12
2.2.3.3	Autocorrelación	15
2.3	Interrogantes a definir en ajuste de ecuaciones de volumen	16
2.3.1	Tamaño de la muestra	16
2.3.2	Selección de la muestra	19
2.3.3	Obtención de volúmenes	21
2.3.3.1	Uso del relascopio	21
2.3.3.2	Estudios con relascopio	22
2.4	Agrupación de especies	24
2.5	Modelos	25
2.5.1	Elección de variables	26
2.5.2	Multicolinealidad	27
2.6	Selección de la ecuación de volumen	29

2.6.1	Bondad de ajuste	29
2.6.2	Capacidad predictiva	32
2.6.2.1	Muestra de validación	32
2.6.2.2	Estadísticos de prueba.	33
2.6.2.3	Elección final de ecuaciones	34
3	MATERIALES Y MÉTODO	35
3.1	Material	35
3.1.1	Descripción general del área de estudio	35
3.1.2	Materiales de terreno	37
3.1.3	Equipos y programas computacionales	37
3.2	Método	37
3.2.1	Validación de mediciones efectuadas con el relascopio y forcípula finlandesa	37
3.2.2	Selección de rodales	42
3.2.3	Tamaño de la muestra	42
3.2.4	Selección de árboles muestra	43
3.2.5	Medición de árboles muestra	45
3.2.6	Determinación de volúmenes	46
3.2.7	Procesamiento de datos	46
3.2.8	Agrupación de especies	46
3.2.9	Ajuste de modelos	52
3.2.10	Violación de supuestos	53
3.2.11	Bondad de ajuste	55
3.2.11.1	Estadígrafos tradicionales	55
3.2.11.2	Índice de Furnival	57
3.2.11.3	Ranking de modelos	58
3.2.12	Capacidades predictivas	59
3.2.13	Selección de la ecuación	62
3.2.14	Ecuaciones de volumen fustal	62

4	RESULTADOS Y DISCUSIÓN	63
4.1	Validación de los datos obtenidos con relascopio y forcípula finlandesa	63
4.2	Tamaño de la muestra	65
4.3	Agrupación de especies	68
4.4	Ajuste de modelos y violación de supuestos	73
4.4.1	Grupo 1 (Laurel-Lingue-Tepa)	73
4.4.2	Grupo 2 (Ulmo con $DAP \leq 60$ cm y Olivillo)	74
4.4.3	Grupo 3 (Roble)	76
4.4.4	Grupo 4 (Ulmo con $DAP > 60$ cm y Tineo)	77
4.5	Ranking de modelos según bondad de ajuste	78
4.5.1	Grupo 1 (Laurel-Lingue-Tepa)	78
4.5.2	Grupo 2 (Ulmo con $DAP \leq 60$ cm y Olivillo)	79
4.5.3	Grupo 3 (Roble)	79
4.5.4	Grupo 4 (Ulmo con $DAP > 60$ cm y Tineo)	80
4.6	Validación y elección de ecuaciones	81
4.6.1	Grupo 1 (Laurel-Lingue-Tepa)	81
4.6.2	Grupo 2 (Ulmo con $DAP \leq 60$ cm y Olivillo)	85
4.6.3	Grupo 3 (Roble)	88
4.6.4	Grupo 4 (Ulmo con $DAP > 60$ cm y Tineo)	91
4.7	Ecuaciones de volumen fustal	91
5	CONCLUSIONES	99
6	RESUMEN	101
	SUMMARY	102
7	LITERATURA CITADA	103
8	ANEXOS	113

ÍNDICE DE CUADROS

Nº		Página
1	Matriz interna del programa ANACOV para detectar pares de especies homogéneas	49
2	Matriz de covarianza final que entrega el programa ANACOV	51
3	Modelos de volumen ajustados	53
4	Estadísticos descriptivos de la muestra para la validación de los datos obtenidos con relascopio y forcípula finlandesa	63
5	Prueba de observaciones pareadas entre volúmenes hasta 6 metros del fuste	64
6	Estadísticos descriptivos de la muestra	66
7	Bondad de ajuste del modelo $Ln(VTOT)=b0+b1*Ln(DAP^2*HTOT)$ a cada especie	68
8	Matriz del análisis de covarianza	69
9	Grupos homogéneos de especies	72
10	Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 1	73
11	Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 2	75
12	Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 3	76
13	Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 4	77
14	Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 1	78
15	Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 2	79
16	Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 3	80

17	Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 4	80
18	Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 1	81
19	Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 1	82
20	Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Laurel, Lingue y Tapa	83
21	Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 2	85
22	Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 2	86
23	Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Ulmo con $DAP \leq 60$ cm y Olivillo	87
24	Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 3	88
25	Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 3	89
26	Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Roble	90
27	Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 4	91
28	Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 4	92
29	Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Ulmo con $DAP > 60$ cm y Tineo	94
30	Ecuaciones de volumen total de las especies de Rucamanque	96
31	Ecuaciones de volumen fustal de las especies de Rucamanque	97

ÍNDICE DE FIGURAS

N°		Página
1	Ubicación del predio Rucamanque	35
2	Medición de diámetros en altura con escalera	38
3	Esquema de cubicación para validación del uso del relascopio	38
4	Medición de diámetros superiores con forcípula finlandesa	39
5	Secuencia de medición y registro de información para la validación de los datos tomados con el relascopio y la forcípula finlandesa	40
6	Puntos de selección de árboles muestra mediante muestreo puntual horizontal al interior de parcelas permanentes	43
7	Bandas del relascopio para FAB=4 y conteo de árboles	44
8	Flujo del procesamiento para obtener la ecuación de volumen	47
9	Diagrama de flujo de archivos que ocupa el programa ANACOV	52
10	Diagrama de flujo de archivos que ocupa el programa FURNIVAL	58
11	Diagrama de flujo de archivos que ocupa el programa VALIDA	61
12	Distribución diamétrica de la muestra (n=384)	66
13	Distribución diamétrica de la muestra en el bosque adulto (n=300)	67
14	Distribución diamétrica de la muestra en el renoval de Roble (n=84)	67
15	Dispersión del volumen total de Laurel con respecto al DAP (n=25)	69
16	Dispersión del volumen total de Lingue con respecto al DAP (n=29)	69
17	Dispersión del volumen total de Olivillo con respecto al DAP (n=141)	70
18	Dispersión del volumen total de Roble con respecto al DAP (n=107)	70
19	Dispersión del volumen total de Tepa con respecto al DAP (n=44)	70
20	Dispersión del volumen total de Tineo con respecto al DAP (n=13)	71
21	Dispersión del volumen total de Ulmo con respecto al DAP (n=25)	71
22	Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 1	82
23	Diferencia Agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 1	84
24	Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 2	86
25	Diferencia Agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 2	86
26	Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 3	89

27	Diferencia Agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 3	90
28	Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 4	93
29	Diferencia Agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 4	93

ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo

- 1 Formularios
- 2 Programa ANACOV
- 3 Programa FURNIVAL
- 4 Programa VALIDA
- 5 Estadísticas descriptivas por especies
- 6 Coeficientes, R^2 ajustado y Error de estimación para cada modelo ajustado por grupo de especie
- 7 Resultado de las pruebas de violación de supuestos estadísticos
- 8 Relaciones dendrométricas
- 9 Datos originales

1 INTRODUCCIÓN

El desarrollo forestal de Chile ha sido bastante veloz durante los últimos treinta años, alcanzando la actividad forestal en la actualidad, un nivel de exportación superior a los 1.800 millones de US\$ FOB en el año 1997 según el Instituto Forestal (INFOR), lo que equivale a un 14% de las exportaciones nacionales.

Sin embargo, este sector forestal basa su poderío en el cultivo de *Pinus radiata* D. Don (Pino radiata) y algunas especies del género *Eucalyptus*, ya que según INFOR, la participación del bosque nativo sólo es considerable en la exportación de astillas, alcanzando este producto un 64% del volumen total exportado por Chile en 1997.

Según el catastro de la vegetación nativa de Chile de 1997, existen 13.443.316 hectáreas de bosque nativo. De esta superficie, un 38,2% corresponden a bosques adultos y un 22,9% a renovales (bosques de segundo crecimiento).

En la actualidad existen muchos actores influyendo sobre el uso y futuro de los bosques naturales; es así como hace más de siete años se discute en el congreso un proyecto de ley sobre fomento y recuperación del bosque nativo, el cual debido a múltiples presiones y divergencias sobre este tema aún se encuentra en trámite en el senado de la república. Esto se debe a que para alcanzar el desarrollo sustentable del bosque nativo, deben conjugarse diversos factores, tales como los científicos, técnicos, políticos y sociales.

La novena región de la Araucanía posee una alta potencialidad productiva en recursos forestales, ocupando los bosques naturales 907.521 ha, de las cuales un 31,4% corresponden a bosques adultos y un 49,2% a renovales.

La silvicultura y manejo de los bosques naturales, deben basarse en conocimientos sólidos de estos ecosistemas, por lo que la investigación de ellos es una pieza fundamental y clave para la sostenibilidad.

La evaluación de los recursos forestales, realizada a través de la mensura forestal, entrega al silvicultor una serie de relaciones matemáticas, dentro de las cuales destacan por su importancia económica y ecológica, las ecuaciones de volumen.

Tradicionalmente las ecuaciones antes mencionadas, son construidas mediante métodos destructivos, los que, conjuntamente con el volteo de los árboles necesarios para la muestra, presentan un alto costo operativo.

Lo anterior lleva a plantear la hipótesis de la construcción de ecuaciones estimadoras del volumen de los árboles mediante métodos no destructivos.

El objetivo general de la presente tesis es construir ecuaciones de volumen para las especies del bosque nativo del predio Rucamanque.

Como objetivos específicos se plantea proponer una metodología no destructiva para la toma de datos necesarios en este tipo de estudios, establecer un procedimiento estadístico para la obtención de ecuaciones de regresión y proponer una metodología de validación para la aplicación de estas ecuaciones en los bosques nativos. Además de la construcción de ecuaciones de volumen fustal.

2 REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

2.1 Ecuaciones de volumen

2.1.1 Volumen. El volumen es una magnitud tridimensional de un objeto, que se expresa en unidades cúbicas y se deriva de unidades de longitud (Husch *et al.*, 1972). Desde un punto de vista ecológico y silvícola, luego de la biomasa, el volumen de los árboles representa la variable forestal más completa, ya que muestra el desarrollo de los mismos, producto de una combinación de factores que influyen en éste. Además, es en definitiva un indicador de productividad de las masas forestales.

La determinación del volumen de los árboles, puede realizarse mediante varios métodos, como son los señalados por Husch *et al.* (1972):

- Mediante el uso de fórmulas que representen sólidos de revolución que describen la forma de los árboles. Estas fórmulas, al integrarlas en función de la altura del árbol, entregan el volumen del sólido.
- Asumiendo diferentes formas geométricas para las distintas porciones del fuste del árbol, donde luego se determina el volumen de cada cuerpo geométrico y al acumular cada sección se obtiene el volumen total del árbol.
- Uso de métodos gráficos, representando el diámetro fustal en función de la altura de medición de éstos. Luego se determina gráficamente el área bajo la curva y ésta es convertida a volumen usando un factor apropiado de conversión.
- Por desplazamiento, consiste en el desplazamiento de cierto volumen de agua o líquido por la inmersión de cualquier sólido en un tanque graduado.

2.1.2 Estimación del volumen. Cualquiera sea el método utilizado para cubicar directamente los árboles, la determinación del volumen es un proceso largo y costoso, por lo cual se recurre a estimaciones del volumen, mediante relaciones generales que se establecen previamente (Valdés *et al.*, 1976).

El concepto básico de estimación, según Husch *et al.* (1972), es desarrollar relaciones que expresen el volumen de un árbol o trozo en función de dimensiones de fácil medición. Diámetro a la altura del pecho, altura y forma, son variables independientes usadas comúnmente para determinar los valores de la variable dependiente volumen del árbol (Husch *et al.*, 1972). Diámetros fustales superiores son también considerados como variables independientes por Zöhrer (1980).

De esta manera, la relación entre dichas variables, se puede expresar por la siguiente relación que es conocida como ecuación o función de volumen:

$$v = f(DAP, h, f, d_z) \quad [1]$$

donde:

v	=	Volumen total o hasta un índice de utilización
DAP	=	Diámetro a la altura del pecho
h	=	Altura total o alguna expresión de la altura
f	=	Factor o cociente de forma
d_z	=	Diámetro fustal superior medido a una altura “z”

Cuando la función de volumen relaciona el volumen del árbol con sólo una variable dependiente, generalmente el DAP o transformaciones y potencias de esta misma variable, es denominada función de volumen local. Mientras que se llaman funciones generales de volumen a los modelos que estiman el volumen con dos o más dimensiones del árbol, por lo general el DAP y la altura total o comercial y en algunos casos una expresión de la forma (Husch *et al.*, 1972; Prodan *et al.*, 1997)

Husch *et al.* (1972) se refieren a tablas de volumen, cuando el resultado final de la estimación se presentaba tabulando el volumen promedio de los árboles utilizados según una o más dimensiones del árbol.

Sin embargo, el uso de las calculadoras electrónicas y el gran avance del computador personal, permite en la actualidad la utilización de técnicas estadísticas para obtener las estimaciones de volumen, ésto debido a su objetividad y elegancia, que posibilitan realizar manipulaciones numéricas más complejas y rápidas. De este modo, ya no se obtienen tablas de volumen, sino funciones o ecuaciones de volumen (Prodan *et al.*, 1997).

La denominación apropiada desde un punto de vista estadístico para estas ecuaciones, es de “Ecuaciones Estimadoras del Volumen” (Miranda, 1999)¹. No obstante, debido a la amplia difusión que goza el término funciones o ecuaciones de volumen en el ámbito forestal, serán los utilizados en el presente documento.

2.1.3 Ecuaciones de volumen en Chile.

A. Plantaciones de especies exóticas: La estimación del volumen total, o del volumen aprovechable según diferentes productos en plantaciones en pie, es una permanente necesidad en el manejo de éstas (Barros y Rojas, 1989).

Debido a la importancia económica de *Pinus radiata* en nuestro país, alcanzando según INFOR(1999)² y CONAF(1999)³ más del 50% del monto total exportado por Chile en 1997 (US\$ F.O.B. 1.829,9 millones) y el notable desarrollo en su investigación, es que se cuenta con una gran base de datos a nivel nacional, con la cual se han realizado una serie de estudios dendrométricos.

Para el género *Eucalyptus*, se han desarrollado una serie de funciones de volumen, en diferentes zonas y para distintos productos. Es así como Barros y Rojas (1989) citan a un gran número de autores, que han preparado funciones de este tipo para la zona costera de la V región, la región metropolitana y la zona costera de la VIII región.

¹Miranda, H. 1999. Médico Veterinario, Msc. Bioestadística, Profesor UFRO. Comunicación personal.

²INFOR, 1999. Página web Instituto Forestal, <http://www.infor.cl>, 23 de enero de 1999.

³CONAF, 1999. Página web Corporación Nacional Forestal, <http://www.conaf.cl>, 23 de enero de 1999.

Para *Pseudotsuga menziessi* (Mirb.) Franco (Pino oregón), recientemente Zenteno (1999) ajustó y probó una serie de modelos estimadores de volumen en la Reserva Forestal Malleco (IX región), incluye también, en su revisión bibliográfica, funciones de volumen construidas por varios investigadores para rodales de distintas edades. Además, en la provincia de Coyhaique en la XI región, INFORA (1996) ajustó y probó diferentes modelos de volumen para Pino oregón y *Pinus ponderosa* (Engelm.) (Pino ponderosa).

Loewe *et al.* (1996) entregan una serie de tablas de volumen desarrolladas por el INFOR para *Populus spp.* (Álamo). Entre tanto, Fuentes (1993) (citado por Pinilla, 1999) dentro del programa de diversificación forestal llevada a cabo por el INFOR, ajustó una función local de volumen para esta especie, al estudiar un rodal puro de *Acacia dealbata* (Aromo) en la VIII región.

B. Bosque nativo

B1. Renovales: Los renovales constituidos por especies nativas, son considerados como unidades con un potencial altamente rentable (Grosse, 1989), ya que de ellos se puede obtener un volumen importante de madera en un plazo mediano (Puente *et al.*, 1979).

Dentro de los renovales, destacan aquellos rodales con presencia de árboles del género *Nothofagus*, los cuales se presentan como un recurso renovable de buen potencial económico (Grosse, 1989; Ulloa, 1984 citado por Higuera, 1994)

Existe una gran cantidad de funciones de volumen para las especies del género *Nothofagus* de renovales (Grosse y Quiroz, 1999). Es así como es posible destacar el estudio de Wadsworth (1976), el cual, utilizando datos de análisis fustal de algunos renovales de *Nothofagus alpina* (Poepp. Et Endl.) (Raulí) de las provincias de Bío-Bío, Malleco y Cautín, obtuvo una tabla local de volumen.

Entre tanto, Puente *et al.* (1981) obtienen funciones de volumen para renovales de Raulí-*Nothofagus obliqua* (Mirb.) Oerst. (Roble) ubicados en tres localidades de las provincias de Malleco, Cautín y Valdivia. Estos autores señalan que las especies principales, Raulí y Roble, no

presentan diferencias significativas entre los volúmenes estimados con funciones independientes, hecho por el cual, recomiendan una sola función para ser aplicada en ambas especies.

Paredes (1982) al proyectar raleos en renovales de Raulí, construye funciones de volumen para esta especie y también para Roble, con el fin de determinar el efecto de distintos criterios de intervención en el desarrollo de estos bosques.

Posteriormente, Donoso *et al.* (1984) al entregar antecedentes de manejo para el bosque nativo de Forestal Arauco en el sector de la Cordillera de Nahuelbuta consideran el cálculo de funciones de volúmenes locales construidas específicamente para los renovales de Roble, Raulí y *Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst. (Coigüe) del área en estudio. Es así como obtienen ecuaciones de volumen bruto fustal para cada una de estas especies.

Para renovales de Raulí y Coigüe, se ajustan funciones en las investigaciones de Cubillos (1988a; 1988b), respectivamente. En tanto que Santelices (1989), ajustó ecuaciones de este tipo para *Persea lingue* Nees (Lingue), para rodales ubicados en el sector de Jauja (IX Región).

Castillo (1992) y Núñez *et al.* (1992) al proponer intervenciones silvícolas para renovales de Roble, ajustan ecuaciones de volumen total y a distintos índices de utilización respectivamente para Roble en predios de la IX Región. En los estudios de Carrillo *et al.* (1994) e Higuera (1994) también se establecen relaciones funcionales para estimar el volumen de Roble en renovales de la novena región.

B2. Bosques adultos: Los bosques adultos comparativamente con los renovales, presentan un notable menor número de investigaciones dendrométricas. Vallejos (1976) utilizando información recopilada personalmente y por estudios anteriores de la Corporación de Fomento de la Producción (CORFO) en 1953 y el INFOR en los años 1965 y 1973 en el complejo maderero Panguipulli (X Región) realiza uno de los primeros estudios acabados sobre estimación de volumen para bosques adultos, al ajustar funciones de volumen para Coigüe, *Aextoxicon*

punctatum R. et P. (Olivillo), *Eucryphia cordifolia* Cav. (Ulmo), Raulí, Roble y *Laureliopsis philipiana* (Looser) Schodde (Tepa), entre otras.

Posteriormente Kawas (1978) basándose en datos proporcionados por CORFO para las provincias de Osorno y Llanquihue ajusta funciones de volumen para diez especies. La mayoría de estas especies son similares a las que se encuentran en Rucamanque.

Donoso *et al.* (1984) y Núñez *et al.* (1992) para determinar existencias en los bosques adultos de sus respectivos estudios, no construyen ecuaciones estimadoras de volumen. En el primero de los estudios citados, se utilizan funciones internas no publicadas, del Instituto de Manejo Forestal de la Universidad Austral de Chile (UACH) y no se especifica la metodología utilizada para estimar existencias en este tipo de bosques en el segundo estudio.

La investigación más reciente para bosques similares al de Rucamanque, corresponde a la realizada por Carrasco (1986), en la cual se ajustaron modelos de ahusamiento para especies del tipo forestal Siempreverde.

Ferreira (1973), Echeñique (1996) y FNC-ONF (1999), realizan recopilaciones de funciones de volumen para especies nativas chilenas. Sin embargo, en todas estas recopilaciones se denota la falta de información descriptiva que acompaña a las ecuaciones de volumen, existiendo una clara deficiencia en la estandarización de los formatos de presentación de dichas funciones. Husch *et al.* (1972) señala como antecedentes descriptivos básicos que deben acompañar a toda función de volumen: lugar del estudio, método de construcción, tamaño de la muestra, errores de estimación, estadísticos de exactitud y de sesgo. Además, antecedentes del rango muestral tanto en diámetro como en altura y tipo de bosque caracterizado por variables de estado de rodal, como densidad, área basal y alturas promedios y dominantes, son aspectos de notable relevancia que permitirían el uso de funciones en localidades de características silvícolas similares.

2.2 Construcción de ecuaciones de volumen.

2.2.1 Métodos de estimación.

El primer paso para la construcción de una ecuación de volumen, es poseer datos pareados de las variables de la expresión 1 (punto 2.1.2.). Posteriormente, es necesario ajustar una ecuación de algún tipo al conjunto de observaciones dadas, con el propósito de obtener una ecuación empírica de predicción razonablemente precisa (Canavos, 1988).

El ajuste de cualquier función se puede realizar por medio de técnicas de regresión, que corresponde a una relación matemática entre una variable dependiente (denominada también respuesta, explicada, determinada, predicha) y una o más variables independientes (llamadas predictoras, explicativas, adicionales), la que además está definida por un conjunto de coeficientes o parámetros que acompañan a las variables independientes (Canavos, 1988; Maddala, 1996; Gezan, 1999).

En la actualidad, el análisis de regresión, según Prodan *et al.* (1997) es el procedimiento de mayor uso, si no el único utilizado, para la construcción de funciones de volumen y modelos fustales.

La obtención de los parámetros que intervienen en la ecuación, por medio de una serie de cálculos matemáticos que tienen algunas restricciones y propiedades específicas, es conocido como ajuste de funciones (Ostle, 1973; Canavos, 1988; Gezan, 1999).

Varios principios de estimación han sido propuestos para la obtención de buenos estimadores de los parámetros que intervienen en estas funciones, como lo son: el Principio de Momentos, Ji-cuadrada Mínima, el Método de los Mínimos Cuadrados y el Principio de Máxima Verosimilitud (Ostle, 1973). El método más ampliamente difundido es el de mínimos cuadrados (denotado en estadística por OLS, del inglés “Ordinary Least Squares”), debido a su sencillo planteamiento matemático, frente a los otros métodos, y es el que actualmente se encuentra incorporado en la mayoría de los paquetes computacionales estadísticos.

Existen también métodos gráficos o semigráficos (como el método de Kean y Page) para la obtención de las antiguas tablas de volumen, pero éstas llevan consigo sesgos personales y no permiten una buena estimación del error estadístico (FAO, 1974).

El método de mínimos cuadrados encuentra las estimaciones para los parámetros en la ecuación seleccionada mediante la minimización de la suma de los cuadrados de las diferencias entre los valores observados de la variable respuesta y de aquellas proporcionadas por la ecuación de predicción (Canavos, 1988).

2.2.2 Análisis de regresión.

Supóngase la existencia de un conjunto de n observaciones sobre una variable a predecir (Y) y k variables predictoras (X). El modelo estadístico de regresión lineal está dado por:

$$Y_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_k x_{ik} + e_i \quad \forall i, i = 1, 2, 3, \dots, n \quad [2]$$

Donde:

Y_i = variable a predecir de la observación i -ésima

X_{ik} = variable predictora k -ésima de la i -ésima observación

b_k = parámetro k -ésimo a ser estimado

e_i = error aleatorio asociado a la i -ésima observación.

Entonces el objetivo consiste en obtener estimaciones de los coeficientes o parámetros de regresión, dadas las n observaciones sobre X e Y (Maddala, 1996).

La incorporación del término de error (e_i) del modelo de la expresión 2, desde el punto de vista estadístico está dado según Maddala (1996) por un elemento aleatorio impredecible, el efecto de un gran número de variables que se omitieron en el modelo y un error de medición en la obtención del valor de Y .

2.2.3 Violación de supuestos en el análisis de regresión.

Para realizar las estimaciones de los coeficientes de regresión, es necesario hacer algunas suposiciones sobre los términos del error (e_i). Según Maddala (1996), éstas son:

1. Media cero: $E(e_i) = 0$ para todo i
2. Normalidad. e_i está normalmente distribuido para todo i : $e \sim N(0, \sigma^2)$.
3. Homocedasticidad: $Var(e_i) = \sigma^2$ para todo i (Varianza Común)
4. Independencia . e_i y e_j son independientes para todo $i \neq j$ (conocido como Independencia Serial de los errores).
5. Independencia de X_j . e_i y e_j son independientes para todo i y j . Esta suposición es consecuencia automática si las X_j se consideran variables no aleatorias, entonces la distribución de e no depende del valor de X .

Este término de error aleatorio es estimado por la desviación que existe entre el valor observado de la variable dependiente y el correspondiente valor estimado por la ecuación de regresión y es conocido como residual o residuo (Canavos, 1988).

En general el set de residuales de un número de ecuaciones de regresión no pueden distribuirse todos normalmente, independientemente y con un error estándar constante (Furnival, 1961), por lo cual es necesario revisar el cumplimiento de estos supuestos estadísticos para establecer relaciones matemáticas correctas.

A continuación se revisan las implicancias en la violación de estos supuestos y las pruebas que existen para detectar dichas violaciones.

2.2.3.1 Normalidad. Afortunadamente, las desviaciones del supuesto de normalidad no afectan muy seriamente la validez del análisis de varianza (Little y Hills, 1978). Sin embargo, simplifican las relaciones o hipótesis de probabilidad (Furnival, 1961).

Además, muchos investigadores han sugerido que cualquier alejamiento notable de la normalidad en la distribución de los residuos puede indicar una deficiencia en el modelo (Canavos, 1988); es así como Gerrard (1966) destaca la importancia de este supuesto al investigar la construcción de tablas de volumen.

Para averiguar si los residuos proceden de una población normal, existen opciones gráficas como también test analíticos. Al representar gráficamente los valores correspondientes a una distribución normal teórica dadas por una recta y puntos que representan a los diferentes residuos de la distribución empírica o muestral, es posible decir que el ajuste es aceptable si los puntos están próximos a la recta y al revés, cuanto más se alejen éstos de la misma (Visauta, 1997). Esta alternativa gráfica es posible de encontrar en todos los actuales software estadísticos y es utilizada por Vargas (1998), al construir funciones de volumen para Roble en la VII región.

Sin embargo, Visauta (1997) señala que a pesar de representar gráficamente los residuos mediante la opción señalada anteriormente, es siempre deseable llevar una prueba analítica a través de la prueba de Kolmogorov-Smirnov (K-S) o del test de Shapiro-Wills (S-W).

La prueba de bondad de ajuste K-S es más poderosa que la conocida prueba ji-cuadrada (Ostle, 1973) cuando los datos involucran una variable aleatoria continua (Canavos, 1988). Esta prueba es ocupada en estudios forestales, por Cano (1984) en el ajuste de funciones de densidad de probabilidad a tablas de rodal de Pino radiata en Chile.

El test S-W, es recomendado por Visauta (1997) para muestras de tamaño menor a 50. Sin embargo, en el sector forestal goza de bastante popularidad siendo usada en estudios de cosecha (Musante, 1995), en caminos forestales (Hernández, 1998) y en las funciones de volumen y ahusamiento construidas por Zenteno (1999).

2.2.3.2 Homocedasticidad u Homogeneidad de varianza. Este supuesto establece que los errores e_i (residuos) de la ecuación de regresión tienen una varianza común σ^2 . Esto significa que la variable dependiente tiene el mismo grado de variabilidad (varianza) para todos los niveles de

las variables independientes (Freese, 1970). Cuando los errores no tienen una varianza constante, se dice que son heterocedásticos y existe Heterocedasticidad (Maddala, 1996).

La violación de este supuesto tiene como consecuencia en el método de estimación por mínimos cuadrados que estos estimadores son ineficientes (aunque siguen siendo insesgados) y los estimadores de las varianzas son sesgados, lo que invalida las pruebas de significancia (Maddala, 1996). Es importante destacar en este punto que las propiedades deseables de un buen estimador son el insesgamiento o imparcialidad, la consistencia y la eficiencia (Ostle, 1973; Canavos, 1988; Maddala, 1996).

Es común, en relaciones que involucran variables biológicas, encontrar varianzas heterogéneas (Prodan *et al.*, 1997). Es así como Furnival (1961) encontró heterocedasticidad en funciones de volumen individual. Al igual que Higuera (1994) al ajustar diez modelos de volumen para Roble y *Nothofagus glauca* (Phil.) Krasser (Hualo) en Chile.

La heterocedasticidad se manifiesta al observar el gráfico de dispersión entre dos variables, en donde la tendencia presenta una banda con dispersión mayor de los datos al avanzar hacia la derecha en el eje de las X (Prodan *et al.*, 1997). De acuerdo a esto, es más probable que los valores de los errores e_i sean pequeños para valores pequeños de X y mayores para valores grandes de X (Judge *et al.*, 1988 citados por Gezan, 1999).

Habiendo obtenido el modelo, se puede recurrir a la gráfica de los residuos versus las variables independientes, donde al observar que los residuos son mayores (en valor absoluto) para valores más grandes de X , es posible detectar el problema de heterocedasticidad (Maddala, 1996; Prodan *et al.*, 1997).

Furnival (1961) señala que en las funciones de volumen existe la tendencia que para los árboles grandes, el ajuste sea menor que para árboles pequeños.

El uso de ecuaciones logarítmicas, como el modelo propuesto por Schumacher y Hall (1933) (citado por Husch *et al.*, 1972) es más compatible con el supuesto de homogeneidad de varianzas de las regresiones. No obstante, Cunia (1964) indica que las tablas de volumen construidas por transformación logarítmica, estarían definitivamente sesgadas. Esto se debe a que el cambio en la minimización de residuos entrega medias geométricas, lo cual es siempre menor que la media aritmética (Vallejos, 1976).

Otra opción utilizada para evitar la heterocedasticidad en funciones de volumen, es la de encontrar una combinación de variables independientes que determine la proporcionalidad de los residuos (Vallejos, 1976). Es así como Cunia (1964), por ejemplo, constató que la varianza del volumen tenía una relación directa con el valor d^2h^2 . Este factor, destacan Prodan *et al.* (1997) se utiliza frecuentemente como factor de ponderación en ajuste de funciones de volumen.

Honer (1965) estudió el uso de ponderaciones y variables dependientes transformadas en la construcción de ecuaciones de volumen para ocho especies latifoliadas y tres coníferas de Canadá. El análisis final señaló que las funciones ponderadas (por el factor $1/(d^2h)^2$) y las de variables transformadas eran de confiabilidad similar.

Posteriormente, Gerrard (1966) recomendó el empleo de una función para relacionar la varianza del volumen con las variables independientes diámetro y altura.

Al igual que para el caso de la normalidad, no basta con el análisis gráfico de los residuos para la detección de la heterocedasticidad en ecuaciones de volumen, aunque Higuera (1994) y Vargas (1998), lo utilizan para decidir sobre la presencia de esta violación en los modelos ajustados en sus investigaciones.

La literatura estadística señala un gran número de test para el conocimiento de la violación del supuesto de homogeneidad de varianza. Sin embargo, por su ocupación en estudios similares, es posible señalar el Test de Levene (Visauta, 1997) utilizado por Zenteno (1999) y la Prueba de

Bartlett (Freese, 1970; Ostle, 1973; Little y Hills, 1978) empleada por Kawas (1978) y Gezan (1999).

2.2.3.3 Autocorrelación. Cuando los errores de un modelo de regresión se encuentran correlacionados entre sí, reciben el nombre de Correlacionados Serialmente o Autocorrelacionados (Canavos, 1988).

El problema de la autocorrelación es típico para modelos en donde las observaciones se registran de manera secuencial con el paso del tiempo, conocido como Series de Tiempo (Canavos, 1988), como por ejemplo en los estudios econométricos (Maddala, 1996).

En el sector forestal, este supuesto podría ser violado más seriamente en el caso de funciones de ahusamiento que en ecuaciones de volumen, ya que en las primeras los diámetros estimados a distintas alturas tienen directa relación con la siguiente estimación diamétrica en el fuste.

No obstante, la presencia de la autocorrelación afecta de muchas maneras el análisis de regresión, éstas son según Canavos (1988) las siguientes:

- Los estimadores de mínimos cuadrados ya no tienen varianza mínima (no son eficientes) pero siguen siendo insesgados.
- Los estimadores de las varianzas de los coeficientes del modelo pueden subestimar seriamente.
- Los estimadores de confianza y las pruebas de hipótesis que incluyen , ya sea la distribución t de Student o la distribución F , no sean teóricamente válidas.

La estadística de Durbin y Watson (D-W) es la prueba más ampliamente difundida en la bibliografía (Canavos, 1988; Maddala, 1996) y la de uso más común para las correlaciones seriales. Además, Canavos (1988) propone un procedimiento para la eliminación de la autocorrelación, cuando ésta es detectada por la prueba de D-W, mediante la transformación de datos, que hace variar la estimación tanto de los coeficientes de regresión como sus desviaciones estándar.

2.3 Interrogantes a definir en ajuste de ecuaciones de volumen.

2.3.1 Tamaño de la muestra. Una de las fases importantes en la derivación de ecuaciones de volumen, es la determinación del tamaño de la muestra necesario para su construcción (Vallejos, 1976). Sin embargo, no existe una respuesta general para el número de árboles muestra a seleccionar para cualquier ecuación de volumen (FAO, 1974).

Contrariamente a lo que ocurre cuando se desea seleccionar una muestra para estimar un cierto parámetro, no existe en el caso de regresiones una expresión explícita para determinar el tamaño muestral n de árboles tipo necesarios para obtener una precisión dada (Prodan *et al.*, 1997). No obstante Husch *et al.* (1972) utiliza la formulación usada comúnmente en diseños muestrales (dada en Freese, 1970; Zöhrer, 1980; Prodan *et al.*, 1997) para determinar el número de trozas a emplear en la construcción de reglas madereras.

Desde un punto de vista estadístico, según Ostle (1973), si se tiene un estimador \hat{Y} de Y a partir de una muestra al azar de tamaño n , se tiene que a medida que n aumenta (esto es, se aproxima a N , donde N es el número de elementos de la población), la probabilidad de que \hat{Y} sea cercano a Y , tiende a 1. Por lo que si se toma una muestra cada vez más grande, es de esperarse que se obtenga una estimación muy cercana al valor verdadero, y la probabilidad de que ésto ocurra es muy grande. Es por esta propiedad de consistencia estadística de un estimador que se dice que cuanto mayor sea el número de muestras, más precisa será la estimación.

Pero ello depende también de otros muchos factores, según Avery (1967) (citado por Vallejos, 1976); FAO (1974) y Prodan *et al.* (1997) éstos son: las características de la especie considerada, variabilidad en las condiciones suelo-sitio, rangos del diámetro y de la altura de los árboles, la distribución de la frecuencia diamétrica observada, área geográfica donde se aplicará la función y la necesidad de agrupar especies en bosques mixtos.

FAO (1974) señala que en áreas limitadas se han construido ecuaciones de volumen locales para una determinada especie o un grupo de especies, con 100 o incluso menos árboles muestra o tipo.

Experiencias nacionales: En Chile se han ajustado funciones de volumen con tamaños muy disímiles. Es así como Ferreira (1973) reporta tablas de volumen para especies como *Laurelia sempervirens* (R. et P.) Tul (Laurel), Lingue, *Prumnopitys andina* (Poepp. ex Endl.) de Laub. (Lleuque), *Amomyrtus luma* Mol. (Luma) y Ulmo basado solamente cada una de ellas entre 5 a 15 árboles, número insuficiente para establecer relaciones matemáticas que efectivamente representen el comportamiento del volumen de la especie.

En el estudio de Vallejos (1979) se muestra que CORFO en el año 1952, utilizó 16, 15 y 22 árboles muestra de Coigüe, Raulí y Roble, respectivamente para la construcción de tablas de volumen.

Esta tendencia de ocupar bases muestrales pequeñas para las ecuaciones de volumen, no es solamente de los principios de la dendrometría en Chile, ya que Cubillos (1988a), Grosse (1988) y Santelices (1989) ajustan funciones utilizando entre 11 y 28 árboles.

Tamaños muestrales intermedios, entre 30 y menos de 100 datos, son empleados por Fuenzalida (1975); Puente *et al.* (1981); Cubillos (1988b); Quiroz (1990) y Vargas (1998) para *Nothofagus pumilio* (Poepp. Et Endl.) Krasser) (Lenga), Roble y Raulí, Coigüe, *Drimys winteri* Forst. (Canelo) y Roble, respectivamente.

Mientras que Valdés *et al.* (1978); Merino (1979) y Corvalán (1987); Higuera (1994); y Zenteno (1999), para Pino radiata, Lenga, Roble y Hualo, y Pino Oregón secuencialmente ajustan ecuaciones basándose entre 100 a 456 observaciones.

Mención aparte pueden recibir las investigaciones y tesis de titulación en las cuales se han utilizado bases de datos de diferentes proyectos de investigación anteriores, como lo son el de Peters (1974) y Martin (1993) para Pino radiata, los cuales ocupan 616 y 1023 datos, respectivamente.

Vallejos (1976) y Kawas (1978) complementan sus bases de datos con proyectos anteriores, ajustan funciones para distintas especies y grupos de especies, partiendo respectivamente de un total de 359 y 319 observaciones.

En todos los estudios citados anteriormente, no existe una metodología clara que determine el tamaño de la muestra, salvo en una de las primeras tesis de ingeniería forestal chilena referida a funciones de volumen llevada a cabo por Clasing (1969), en donde solamente se nombra que se efectuó un muestreo previo y de acuerdo a esto se determina el número de árboles a tomar, pero sin dar mayores antecedentes.

En resumen es posible indicar que en general, para el caso de plantaciones exóticas, el tamaño utilizado es alto (sobre 100 árboles) en comparación con el bosque nativo, salvo en las investigaciones realizadas en Lengua.

Además, el número de árboles con el cual se ajustan las funciones está en la mayor parte dado por aspectos operativos y restrictivos de logística y recursos económicos.

Esta última aseveración, es confirmada por la investigación realizada por INFORA (1996), en donde en un principio se destaca que la experiencia indica que el número de árboles necesarios para construir buenas funciones de volumen y ahusamiento, no debería ser inferior a unos 500 árboles, lo cual es también señalado por Prodan *et al.* (1997). No obstante, INFORA, realiza sus ajustes con una muestra que incluyó 40 y 20 árboles de Pino Ponderosa y Pino Oregón, respectivamente.

Una alternativa concreta a la determinación del tamaño muestral en regresión, es el procedimiento de Milton's (Brent *et al.*, 1993 citado por Zenteno 1999), el cual determina el tamaño muestral mínimo aceptable para un regresión múltiple. No obstante, en estudios forestales no se ha aplicado hasta el momento; ya que Zenteno (1999), sólo utiliza este procedimiento como una forma de comprobar el número de muestras utilizadas en su estudio.

2.3.2 Selección de la muestra. La distribución geográfica de las parcelas o puntos en las que se seleccionan los árboles muestra debe basarse preferentemente en un diseño de muestreo objetivo, ya sea aleatorio o sistemático (FAO, 1974), el cual según Prodan *et al.* (1997) asegura la representatividad de la muestra a utilizar.

Debido a razones logísticas y económicas, se tiende a concentrar la muestra en un número muy limitado de sitios dentro del área forestal y también por estas mismas razones frecuentemente los árboles tipo se seleccionan próximos a las carreteras o claros (FAO, 1974).

Una práctica común es obtener las mediciones en lugares en donde se realizan intervenciones o cortas (Prodan *et al.*, 1997). Esto es posible de observar en los estudios de Clasing (1969) y Zenteno (1999), los cuales obtienen sus árboles muestras a partir de raleos efectuados en los rodales respectivos. Así también Vargas (1998)⁴, emplea datos provenientes de intervenciones contempladas en planes de manejo ejecutados por CONAF en la VII región.

Al respecto, Avery (1967) (citado por Vallejos, 1976) indica que el inconveniente de este sistema es que los individuos volteados raramente constituyen una muestra típica de los árboles en pie que permanecen en el bosque, ya que corrientemente los primeros presentan características especiales que influyen su corta y en consecuencia pertenecen a una población diferente, por lo que las funciones derivadas de tales datos estarían sesgadas y no serían confiables.

En la planificación de la elección de los sectores donde se obtendrán los datos, Prodan *et al.* (1997) indican que debe cuidarse de no concentrar la muestra en unos pocos rodales, sacrificando la calidad y diversidad de los datos, que deben representar el máximo de condiciones de tipos forestales y estructuras, edades, sitios y clases de manejo de los bosques, así como también deben poseer una amplia variabilidad en información ambiental.

⁴ Vargas, F. 1998. Ingeniero Forestal Universidad de Talca. Talca. Comunicación personal.

Al referirse a la selección de árboles en investigaciones netamente dendrométricas, FAO (1974) señala que una distribución representativa de árboles muestra (esto es proporcional a la presencia de árboles) según especies y/o clases diamétricas parece intuitivamente ser el método más seguro, sino el mejor. Sin embargo, repara FAO, una muestra de este tipo frecuentemente conduce a estimaciones muy poco fiables del volumen de los árboles mayores (los que generalmente representan un alto porcentaje de las existencias), ya que éstos están muy poco representados en la población. Esto último, sucedió en el estudio llevado a cabo en el tipo forestal siempreverde costero de la provincia de Valdivia por Carrasco (1986), en donde el bosque posee una estructura multietánea.

Entonces lo más eficiente sería, seleccionar el número de árboles tipo por clase diamétrica proporcional al volumen relativo de cada clase dentro de la población total (FAO, 1974). Debido a que el volumen es la variable de interés sobre la cual se necesita obtener información, es necesario establecer otros parámetros de rodal que se relacionen con el volumen. Es así como Schmid-Haas y Winzeler (1981) (citados por Prodan *et al.*, 1997) recomiendan seleccionar la muestra proporcional al diámetro al cuadrado.

Esta propuesta es fácil de llevar a la práctica mediante la utilización de un prisma o relascopio, seleccionando los árboles con Muestreo Puntual Horizontal (MPH), lo que naturalmente concentrará la muestra en los árboles más grandes (FAO, 1974; Prodan *et al.*, 1997).

En Chile, Vallejos (1976), utiliza el principio del ángulo crítico del MPH para seleccionar árboles muestra en Panguipulli, desarrollando un instrumento artesanal (basado en este principio), fijando un diámetro promedio de selección de 50 cm de DAP.

Núñez *et al.* (1992) e Higuera (1994), emplean el Relascopio de espejos de Bitterlich para seleccionar árboles muestra, ocupando un Factor de Área Basal (FAB) de 4 m²/ha. La contabilización la realizan desde el centro de una subparcela circular de 200 m² de superficie, en la cual aparte, voltean los dos árboles de mayores diámetros y que no presentaban daños.

La selección de individuos dentro de unidades de muestreo (parcelas), es destacado como un hecho positivo por INFORA (1996) y Prodan *et al.* (1997), ya que de ésta manera es posible analizar la muestra según distintas variables de estado de los rodales. INFORA (1996) señala que gracias a las mediciones que poseen las parcelas, tanto información de rodal como ambientales, es posible la construcción de modelos parametrizados. Cox (1985) agrega que la recolección de la muestra de árboles para construir el modelo en unidades o conglomerados resulta altamente recomendable, pues ello permite evaluar su comportamiento al estimar volúmenes en forma agregada.

2.3.3 Obtención de volúmenes. Los árboles muestra que se utilizan para la construcción de modelos provienen en todos los casos de muestreos destructivos que se realizan sobre la población objetivo. Esto es, volteo y seccionado de árboles para la medición de diámetros a las distintas alturas, con lo cual se cubica cada sección a través de fórmulas analíticas (Smalian, Newton y/o Huber, dadas en Husch *et al.*, 1972; FAO, 1974; Zöhrer, 1980; Prodan *et al.*, 1997) y se obtiene por acumulación el volumen total o a distintos índices de utilización.

Una metodología moderna es llevada a cabo en plantaciones de Pino radiata en Nueva Zelanda, donde primero se toman fotografías digitales a árboles individuales y luego a través de un escaner se conoce el volumen de cada árbol, también un sistema de procesamiento de la imagen permite optimizar diferentes esquemas de trozado y determinar crecimientos (Weehuizen *et al.*, 1997).

Los únicos estudios realizados en Chile que emplean metodologías diferentes para la cubicación de árboles necesarios en la construcción de funciones de volumen, son realizados en Pino radiata, por Clasing (1969) y Valdés *et al.* (1978) utilizando el relascopio.

2.3.3.1 Uso del relascopio. El relascopio de espejos (en alemán, “Spiegel Relaskop”), es un instrumento diseñado por el Dr. Ingeniero Forestal Austriaco Walter Bitterlich en 1948. Dicho instrumento ofrece la posibilidad de realizar las siguientes mediciones, las cuales son señaladas y explicadas con mayor detalle en Bitterlich (1958):

1. Área Basal del rodal mediante el principio del Muestreo Puntual Horizontal (en alemán denotado por WZP, “Winkelzählprobe”).
2. Distancias
3. Alturas
4. Diámetros a diferentes alturas del fuste
5. Altura de forma relativa (fh/d)
6. Pendiente del terreno
7. Altura del Rodal de Hirata.

La opción 4 que ofrece el relascopio, es la que representa, una clara ventaja para realizar estudios de cubicación de árboles sin necesidad de voltearlos.

Es así como FAO (1974) al hacer referencia a instrumentos que permitan la medición de diámetros de fuste superiores, destaca que el relascopio de Bitterlich permite las mediciones simultáneas de la altura y el diámetro del tronco a esa altura y ha probado ser útil para la medición de diámetros fustales superiores en los bosques tropicales, aunque la visibilidad en estos bosques no es siempre suficiente para permitir mediciones exactas.

Los volúmenes en pie de los árboles de la muestra para la estimación de las ecuaciones de volumen en los inventarios forestales tropicales, se han computado a menudo a partir de mediciones con relascopio en árboles en pie, cuando el volteo de árboles para este propósito no es posible (FAO, 1974). Sin embargo, según la información recopilada, este tipo de medición no se ha utilizado hasta el momento en Chile para el bosque nativo, salvo en el inventario forestal realizado para el proyecto Río Cóndor en los bosques de Lengua en Tierra del Fuego, XII Región (Forestal Trillium, 1997).

2.3.3.2 Estudios con relascopio. Kurth y Fischer (1965), en Alemania, evalúan 143 árboles de *Abies alba* (Fichte), a los cuales realizan mediciones en pie del DAP (con forcípula), diámetro superior del fuste a 4, 8 y 12 m de altura (d_4 , d_8 y d_{12} respectivamente), altura total (h) y altura de forma relativa (fh/d) mediante el relascopio de Bitterlich. Posteriormente, efectúan la medición de

estas mismas variables en los árboles volteados. Como resultado obtuvieron diferencias estadísticamente significativas (mediante la prueba t de observaciones pareadas) para todos los diámetros superiores, h y fh/d medidos con relascopio. Sin embargo, los errores absolutos en la medición de diámetros, apenas oscilaron entre 0,21 y 1,07 cm (1,04-7,08%), los que aumentaban a medida que el diámetro estaba a mayor altura. Para el caso de h el error no superó los 10 cm (0,42%) y para fh/d fue de 4,6%.

En nuestro país, Clasing (1969) compara el uso de fotografías convencionales y el relascopio como procedimientos indirectos para cubicar árboles en pie, obteniendo regresiones bastante significativas para los volúmenes calculados por estos métodos, no encontrando diferencias estadísticas al compararlos con el método tradicional directo (volteo y medición). Otra conclusión señalada por este autor es que al hacer una comparación gráfica de las líneas de regresión de los volúmenes, se aprecia que a medida que aumenta el diámetro de los árboles las diferencias con el volumen convencional se hacen mayores, especialmente para el relascopio. Finalmente propone un método combinado para determinar el volumen, usando el factor morfológico obtenido en la fotografía y altura determinada con relascopio, dando buenos resultados.

Rivera *et al.* (1974) comparan las bondades del relascopio de espejos en mediciones de DAP y h , frente a otros instrumentos utilizados normalmente en inventarios forestales, en 100 árboles de Pino radiata de un rodal ubicado en la VIII región. Obtienen como resultado que no existen diferencias significativas (determinado a través de un análisis de varianza) entre los distintos instrumentos, tanto para el DAP como h . Finalmente estos investigadores destacan que el trabajo en el bosque con un solo instrumento (el relascopio) de uso alternativo, es una notable ventaja.

Valdés *et al.* (1978) en un rodal de Pino radiata de 25 años de la VIII Región, intervenido silviculturalmente a través de dos podas y dos raleos, realizan la medición de 100 árboles en pie de los diámetros mayores y menores en trozas hasta un diámetro mínimo de 10 cm con el relascopio de espejos. Estos árboles posteriormente fueron volteados y cubicados en trozos de igual longitud. Luego, estos autores, ajustaron un modelo local de volumen para los volúmenes obtenidos con el relascopio y el método tradicional. Mediante el análisis de varianza compararon

las estimaciones de volumen realizadas por ambos métodos, obteniendo como resultado que no existen diferencias significativas entre las mediciones efectuadas con instrumentos convencionales (método tradicional) y relascopio de espejos para la construcción de una tabla local de volumen.

La investigación de Valdés *et al.* (1978) indica que existen distorsiones en los volúmenes arrojados por las funciones ajustadas de ambos métodos para valores extremos de las clases diamétricas. Finalmente destacan el hecho de estudiar más detenidamente el uso del relascopio de espejos en la construcción de tablas de volumen en bosques artificiales de diferentes características y su análisis en bosques naturales de condiciones más dificultosas para el uso de instrumentos ópticos.

2.4 Agrupación de especies. En ciertos casos, y especialmente en inventarios de bosques tropicales de latifoliadas mezcladas, no es posible determinar ecuaciones de volumen separadas para cada una de las especies (FAO, 1974).

Una solución a esto es agrupar las especies en clases homogéneas de modo que se puedan tener más árboles de muestreo para cada función de volumen. Esta agrupación se puede realizar comparando las nubes de puntos correspondientes a las distintas especies, por medio de un análisis de covarianza por grupos de dos especies (FAO, 1974).

En los bosques nativos chilenos, Vallejos (1976) y Kawas (1978) debido a que trabajan con once y diez especies respectivamente, y para cada una de ellas poseían un número distinto de muestras, utilizan el análisis de covarianza para agrupar especies y luego sobre grupos homogéneos, ajustaron las ecuaciones de volumen definitivas.

El análisis de covarianza, es el tratamiento estadístico que permite decidir si varias muestras (en este caso especies) se pueden reunir en un conjunto único, lo cual implica un grado de homogeneidad de varianzas, pendiente y niveles de cada una de las regresiones ajustadas a las muestras (especies) (Snedecor, 1965, citado por Kawas, 1978; Snedecor y Cochran, 1981).

Vallejos (1976) obtiene cuatro agrupaciones con distinto número de observaciones, en donde algunos de ellos, poseían una misma especie. Sin embargo, Kawas (1978) profundizando más en este tema, luego de obtener cinco grupos, comparó las funciones de volumen por grupos con ecuaciones separadas por especies. Producto de ésta comparación, Kawas obtuvo interesantes conclusiones, de las cuales destacan, las siguientes:

- Para el modelo de especies agrupadas se obtiene bandas de confianza más angostas en relación al modelo de la especie separada, lo que significa, valores estimados con rangos de confiabilidad más precisos.
- El análisis de covarianza permite agrupar especies sin diferir mayormente en el error estandar de la estimación, que presenta el mejor modelo de regresión por especies.
- No existe sesgo a un 95% de confianza, indicando que la regresión de grupo no subestima ni sobreestima a las especies separadamente.

2.5 Modelos. La literatura señala una serie de modelos de volumen que se han utilizado para ajustar ecuaciones estimadoras de volumen.

Estos modelos relacionan el volumen como variable dependiente o alguna transformación de éste (ponderado por algún factor o logarítmico) en función de variables como el DAP y alguna expresión de la altura (con sus respectivas transformaciones según sea el caso).

Clutter *et al.* (1983) (citados por Navarro, 1995) señalan que la forma de los árboles tiene un impacto menor en el volumen que la variación en altura o diámetro.

Schmid-Haas (1981) (citado por Navarro, 1995) comparó ecuaciones tradicionales de volumen con funciones a las cuales agrega un diámetro extra medido en altura. Probó dos tipos de segundo diámetro, medido a una altura relativa de un 30% de la altura total y a una altura absoluta de 7 m. La conclusión más importante a la que llegó este autor, fue que la incorporación del segundo diámetro mejora la predicción del volumen reduciendo la desviación estándar de las estimaciones.

Schmidd-Haas, aclara que esto ocurre siempre y cuando el diámetro en altura sea medido sobre los 5 m. Este autor concluye, además que las funciones con diámetro extra son más independientes del sitio.

En Chile, Navarro (1995), al analizar la capacidad predictiva de modelos de volumen que incluyen el diámetro medido a 8 m sobre el fuste en Pino radiata, concluye que éstos son superiores a modelos tradicionales.

También, INFORA (1996) obtuvo buenos indicadores de exactitud para modelos que incluyen el diámetro medido a 6 m en Pino oregón y Pino ponderosa. Zenteno (1999) al ocupar los mismos modelos ajustados por INFORA (1996), de igual manera selecciona finalmente para la estimación de distintos volúmenes, modelos que incluían el diámetro medido a 6 m como variable independiente en Pino oregón en la Reserva Forestal Malleco.

2.5.1 Elección de variables. En general, todos los modelos buscan establecer relaciones matemáticas precisas, cumpliendo con los supuestos del análisis de regresión dados en el punto 2.2.3.

La elección de variables a incluir en un modelo, puede enfrentarse mediante una matriz de correlación bivariada. Esta matriz contiene todos los pares posibles de coeficientes de correlación (R) entre las variables (Visauta, 1997).

La matriz de correlación conjuntamente con permitir conocer que variables presentan una alta relación para ser incluidas en modelos, logra indicar un problema en el análisis de regresión, la multicolinealidad, el cual será abordado en el punto siguiente del documento.

Cuando existe un número grande de posibles variables de predicción, puede no ser práctico, determinar y evaluar todas las posibles ecuaciones (Canavos, 1988). Además, como criterio general, no constituye una buena estrategia introducir muchas variables independientes en el

modelo, ya que aunque sea posible aumentar el coeficiente de determinación (R^2) también puede aumentar el valor del error estándar (Visauta, 1997).

El método más utilizado en la selección de variables es el de regresión paso a paso (“Stepwise”), en donde las variables son examinadas en cada paso para entrar o salir del modelo de acuerdo a criterios estadísticos preestablecidos (Visauta, 1997).

Este método fue utilizado por Fuenzalida (1975) para la obtención de una función de volumen en Lengua mediante el criterio de minimización del error estándar de la estimación. Entre tanto, Vallejos (1976) partiendo con 30 posibles variables independientes, también emplea regresión paso a paso, utilizando como criterio de ajuste para los modelos, la minimización de la raíz cuadrada del cuadrado medio residual. Al finalizar este proceso, el autor, obtuvo ecuaciones de volumen que poseían entre tres a seis términos.

Canavos (1988), no obstante, señala que las técnicas de selección de variables (como el Stepwise) tienen algunos inconvenientes y no deben considerarse como iguales con respecto a la evaluación de todas las posibles regresiones. Este autor también destaca, que estos procedimientos en presencia de multicolinealidad producirán resultados contradictorios.

Es por esto que en la actualidad se prefiere ocupar modelos ya utilizados en estudios anteriores, con la menor cantidad de variables independientes posibles que faciliten su uso posterior.

2.5.2 Multicolinealidad. Cuando las variables explicativas (independientes) tienen una alta intercorrelación (medida a través del R) se conoce como Multicolinealidad⁵ (Maddala, 1996).

La multicolinealidad afecta en forma severa las estimaciones de mínimos cuadrados, ya que éstas tienden a ser menos precisas para los efectos individuales de las variables independientes, es decir, cuando dos o más variables de predicción son colineales los coeficientes de regresión no miden los efectos individuales sobre la respuesta, sino que reflejan un efecto parcial sobre la

misma, sujeto a todo lo que pase con las demás variables de predicción en la ecuación de regresión (Canavos, 1988).

La multicolinealidad muchas veces es difícil de detectar (Canavos, 1988) y además Maddala (1996) afirma que la intercorrelación de variables no es necesariamente un problema, a menos que sea muy elevada en relación con el grado global de correlación múltiple.

Canavos (1988) ofrece dos alternativas frente a la multicolinealidad. Una es la de añadir puntos de observación para las variables colineales, los cuales tiendan a disminuir la severidad de la correlación. La segunda opción es la de omitir una o más variables que son colineales, lo que reduce la variabilidad de los coeficientes de regresión de las restantes variables.

Maddala (1996) y Visauta (1997) señalan dos pruebas para medir la multicolinealidad. El Factor de Inflación de la Varianza (VIF) y el Número de Condición. Estos valores comparan la situación actual de las variables con la situación ideal, en donde el R entre las variables es 0, hecho el cual es denominado por Canavos (1988), como variables ortogonales.

La multicolinealidad, al parecer, resulta ser un término relativamente nuevo en los estudios forestales, ya que solamente en algunas investigaciones desde el año 1993 hasta la fecha se considera.

Martin (1993), al seleccionar en una primera etapa de su investigación modelos de volumen general, nombra la presencia de una clara colinearidad en una variable independiente del modelo de Naslund, sin embargo, solamente indica que existe una redundancia en incluirla. Vargas (1998) entre tanto, desarrolla matrices de correlación para la detección de la multicolinealidad, pero sin realizar algún test analítico.

Sin embargo, Trincado (1994), al construir modelos de crecimiento diametral para Roble y Hualo, calcula el Factor de Inflación de la Varianza (VIF) para cada coeficiente de nueve

⁵ La literatura estadística también hace referencia al término multicolinealidad.

modelos utilizados en su investigación, estableciendo como regla de comparación para éste estadístico, valores mayores a 10 indican sospecha de multicolinealidad. Finalmente, Trincado, elimina como funciones predictoras aquellos modelos que presentaban VIF mayores a 10, en alguno de sus coeficientes.

2.6 Selección de la ecuación de volumen. La gran cantidad de modelos propuestos para la construcción de funciones de volumen, provoca que la elección de una ecuación adecuada sea bastante difícil (Furnival, 1961).

Tradicionalmente el grado de ajuste de una regresión a un conjunto de datos se mide a través de indicadores de ajustes basados en la teoría estadística, los cuales son denominados como indicadores de la bondad del ajuste.

No obstante, según Prodan *et al.* (1997), en la actualidad para decidir sobre la calidad de los modelos se recurre al análisis de las capacidades predictivas de estos, denominado proceso de validación.

2.6.1 Bondad de ajuste. A continuación se nombran los principales indicadores de bondad de ajuste.

A. Coefficiente de determinación (R^2). Es una buena medida del ajuste del modelo a los datos y es entendido como la proporción de la variación de la variable dependiente que es explicada por el modelo. Los valores que toma están siempre en el intervalo $0 \leq R^2 \leq 1$. Lo ideal es tener un $R^2=1$, en donde toda la variación presente en las observaciones puede explicarse por la presencia lineal de X en la ecuación de regresión (Visauta, 1997; Canavos, 1988).

Gezan (1999), repara que este indicador sólo permite comparar modelos con la misma variable dependiente y la misma cantidad de parámetros.

B. R^2 Ajustado (R^2_a). Corresponde al coeficiente de determinación ajustado al número de variables independientes del modelo (Visauta, 1997). Este indicador permite comparar sólo modelos con iguales variables dependientes.

C. Error estándar de la estimación (S_{yx}). Es una medida absoluta de que tan bien se ajusta la recta estimada de regresión a las medias de las observaciones de la variable predicha. Por lo tanto en general entre más pequeño sea el valor de S_{yx} , se ajustará mejor el modelo (Canavos, 1988). Este también sirve solamente para comparar modelos con iguales variables dependientes.

Una solución a esto sería calcular el error estándar como porcentaje de la media de las observaciones de la variable dependiente (lo cual se denotaría por $S_{yx} \%$).

Sin embargo, este último índice, no correspondería utilizarlo para modelos con variables dependientes logarítmicas, debido a lo señalado por Cunia (1964) (estudio citado en el punto 2.2.3.2 del presente documento).

D. Inferencia estadística. La inferencia estadística en regresión permite establecer pruebas de hipótesis e intervalos de confianza.

D1. Coefficientes de regresión. El aporte de los coeficientes o parámetros de un modelo, puede ser medido por la prueba t , en donde por lo general, se establece que el valor de los coeficientes en la ecuación es 0 y a través de esta prueba se busca probar lo contrario, vale decir, existen diferencias significativas entre el valor del coeficiente de regresión ajustado y el 0, lo cual indica la asociación lineal entre X e Y .

D2. Regresión global. Mediante la prueba F , se puede testear la significación total de la regresión, es decir, el test de hipótesis pretende probar que existe una relación lineal entre la variable dependiente del modelo y la(s) variable(s) independiente(s).

D3. Intervalos de confianza para los coeficientes. Cualquier estimación de un parámetro, sin referencia a un nivel de confianza no tiene sentido (FAO, 1974). Es por ende, necesario conocer el intervalo probable bajo el cual oscilará la estimación de los coeficientes de la ecuación, según un nivel de seguridad dado, tradicionalmente de un 95%. Mediante este

intervalo, es posible conocer si los coeficientes o parámetros calculados por el método de mínimos cuadrados, podrían tomar el valor 0.

Para estudios forestales comúnmente se han empleado los indicadores señalados en A y C, lo cual es posible de observar en los estudios de: Puente *et al.* (1981); Cubillos (1988a y 1988b); Grosse (1988); Santelices (1989); Quiroz (1990); Núñez *et al.* (1992) y Vargas (1998).

La inferencia estadística, entre tanto, es someramente abordada mediante el uso de D1 y D2 en pocos estudios, como es el caso de Cubillos (1988b); Quiroz (1990) y Vargas (1998) y aplicada en profundidad por Vallejos (1976).

E. Indice de Furnival (IF). Furnival (1961) basándose en que el error estándar de la estimación no puede ser usado como indicador de comparación cuando las variables dependientes son distintas, desarrolla un índice de ajuste que permite comparar modelos de diferentes variables dependientes, basado en el concepto de verosimilitud.

Furnival (1961) señala que la magnitud de la verosimilitud calculada para una ecuación, está influenciada por el fracaso de cualquiera de los supuestos del análisis de regresión. Esto presenta una notable ventaja de este índice, ya que un valor mayor en el *IF*, reflejará el incumplimiento de estos supuestos.

El *IF* puede ser considerado como una estimación del error estándar de una ecuación en el espacio muestral de una sola variable dependiente, en este caso el volumen.

Vallejos (1976) y Kawas (1978) lo utilizan en sus respectivos estudios. Kawas al ocupar además del *IF*, el coeficiente de correlación (*R*), el valor de la prueba *F* y la prueba de homogeneidad de varianzas de Bartlett como indicadores de ajuste para seleccionar ecuaciones de volumen, observa que el *IF* y el *R* son suficientes para tales efectos.

2.6.2 Capacidad predictiva. Para seleccionar ecuaciones es riesgoso basarse en soluciones netamente estadísticas (como las señaladas en el punto 2.6.1), ya que existen ocasiones en que los estadísticos se acercan al óptimo matemático, pero no obstante los valores estimados de los parámetros se alejan de la realidad, siendo necesario comprobar mediante un estricto proceso de validación de la capacidad que tiene el modelo de simular el comportamiento de la población (Martin, 1993).

Antes de usar un modelo, deben realizarse pruebas y controles sobre su validez y calidad de sus predicciones (Snee, 1977. Citado por Prodan *et al.*, 1997).

El análisis de capacidades predictivas de ecuaciones de volumen en nuestro país, es realizado en estudios más recientes, como por ejemplo los de Martin (1993); Higuera (1994), Navarro (1995), INFORA (1996), Gezan (1999) y Zenteno (1999).

2.6.2.1 Muestra de validación. Los residuos deben ser representativos de la población a la cual se aplica el modelo. Por lo tanto, la muestra de validación debe cubrir todas las condiciones de edades, sitios y manejos en donde operan los modelos (Prodan *et al.*, 1997).

Goulding (1979) y FAO (1980) (ambos citados por Carrasco, 1986) coinciden en opinar que la validación de un modelo de predicción debe realizarse idealmente con una muestra independiente a la usada en su construcción.

FAO (1980) (citado por Carrasco, 1986) indica que la autovalidación (denominada por Cox (1985) como validación por replicación del modelo sobre su fuente) es peligrosa, aunque con modelos simples y gran cantidad de datos de comparación puede ser muy aceptable. Cox (1985) entre tanto, la justifica en el caso de que no exista como alternativa una muestra que satisfaga los objetivos de validación establecidos.

Higuera (1994), INFORA (1996) y Zenteno (1999) utilizan la autovalidación para analizar sus modelos de volumen. Mientras que Martin (1993); Navarro (1995) y Gezan (1999) emplean

muestras de validación independientes de sus datos de ajuste. El tamaño de validación, en estos estudios, oscila entre un 15 al 30% de los datos recolectados.

En general, la tendencia es que cuando se dispone por sobre las 300 observaciones (de una misma especie), es posible separar una cierta porción de los datos para la etapa de validación, sin embargo en estudios donde se ajustan ecuaciones con menores cantidades de datos, se aplica la validación sobre los mismos datos de ajuste.

2.6.2.2 Estadísticos de prueba. Para comparar modelos, deben emplearse medidas de exactitud y de sesgo de las estimaciones (Prodan *et al.*, 1997). Estos autores señalan los siguientes tres estadísticos para medir exactitud: el Error Medio Cuadrático (ECM), el Error Medio Absoluto (EMA) y la Desviación Estándar de los Residuos (DSR). A medida que éstos sean menores, mejor es el modelo, mientras que para medir el sesgo recomiendan el uso de la Diferencia Agregada (DA). Todos estos estadísticos de prueba, son posibles de obtener tanto en las mismas unidades de la variable dependiente como en términos porcentuales.

Con respecto a cual de éstos utilizar, Cao *et al.* (1980) emplean EMA, DSR y DA, en cambio, Martin (1993) y Zenteno (1999), prueban todos los indicadores señalados por Prodan *et al.* (1997). Sin embargo, en la mayoría de las investigaciones, Cox (1985); Higuera (1994); Navarro (1995) e INFORA (1996), solamente han ocupado un estadístico para medir exactitud (ECM) y otro para el sesgo (DA). Husch *et al.* (1972) plantean que un modelo es aceptable cuando presenta un ECM inferior al 10% y una DA que no supere el $\pm 5\%$.

Freese (1960) propone una prueba de exactitud, basada en una modificación del test de ajuste de ji-cuadrado, el cual establece el cociente entre las desviaciones de los valores estimados y reales al cuadrado y una varianza hipotética límite.

La ventaja de esta prueba es que es posible establecer por el usuario un error admisible (en unidades absolutas o relativas) y el nivel de probabilidad asociado al test. Freese (1960), además

propone dos variantes al test original, cuando los modelos presenten sesgo constante o sesgo variable.

El test de Freese, ha sido ocupado desde hace muchos años en estudios forestales. Es así como Fuenzalida (1975) lo utiliza en tablas de volumen, obteniendo buenos resultados para un error máximo admisible del 20% y un nivel de confianza estadístico del 95%. Mientras que Vallejos (1979) al aplicar el test a seis ecuaciones de volumen confeccionadas por el INFOR y CORFO, acepta finalmente sólo dos de éstas.

Carrasco (1986) y Castillo (1992) lo ocupan para evaluar funciones de ahusamiento; y de crecimiento en diámetro, altura y volumen, respectivamente, encontrando ambos investigadores diferencias significativas. Recientemente, Amaro *et al.* (1997) también lo emplean al evaluar la exactitud de modelos de crecimiento en altura dominante de plantaciones de *Eucalyptus* en Portugal.

Todos los resultados obtenidos en los distintos estudios citados anteriormente, denotan la alta sensibilidad de la prueba.

2.6.2.3 Elección final de la ecuación

Para la elección final de ecuaciones, Cao *et al.* (1980) desarrollan una metodología que establece una escala o ranking a cada uno de los doce modelos estimadores de volumen (funciones de volumen, modelos de volumen de razón y funciones de ahusamiento) probados en *Pinus taeda* en Estados Unidos, empleando las medidas de exactitud y de sesgo calculadas para cada uno de los modelos.

Esta metodología fue tomada por Martín (1993) y Navarro (1995). El primero de ellos realizó algunas modificaciones a lo planteado originalmente por Cao *et al.* (1980), obteniendo como resultado que el método de ranking diseñado en su estudio en Pino radiata no era el adecuado. Navarro (1995), por el contrario utiliza la misma metodología de Cao *et al.* (1995) no encontrando anomalías en este método de selección.

3 MATERIALES Y MÉTODO

3.1 Materiales

3.1.1 Descripción general del área de estudio

El estudio se llevó a cabo en el predio Rucamanque, Rol 3257-24, situado en los 5719 km Latitud Sur y 709,4 km Longitud Oeste ($38^{\circ}39'$ L.S. y $72^{\circ}35'$ L.O.), en la Comuna de Temuco, Provincia de Cautín, Novena Región de la Araucanía de Chile. Dicho predio posee una superficie de 435,1 hectáreas (ha) y se ubica hacia el noroeste de la ciudad de Temuco (figura 1), a 15 km desde Temuco, por el camino a Chol-Chol, tramo Trabunco - Los Copihues.

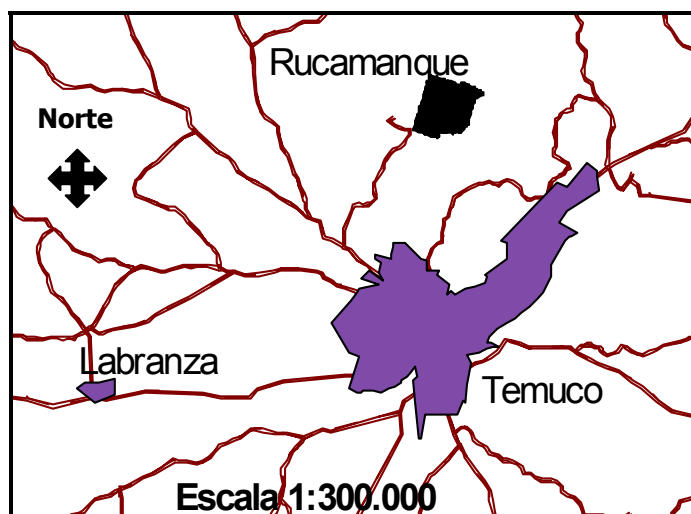


FIGURA 1: Ubicación del predio Rucamanque

No existen datos meteorológicos para el predio, pero dada la cercanía con la ciudad de Temuco, es posible hacer referencia a ésta en términos climáticos. El clima de esta zona de transición es frío y húmedo con un promedio anual de precipitaciones de 1.311 mm y una temperatura media de $11,6^{\circ}\text{C}$, la cual se debe a la influencia de la corriente fría de Humboldt del Pacífico (Bürgmann, 1998).

A grandes rasgos es posible distinguir dos tipos de suelos en Rucamanque dependiendo de la altitud: trumaos y suelos de transición entre trumaos y rojo arcillosos. Entre los 400-500 msnm se encuentran los trumaos y en altitudes menores, los de transición, caracterizados por la existencia de cenizas volcánicas en los horizontes superiores y arcilla en los horizontes inferiores (Frank, 1999)¹.

Rucamanque posee una serie de asociaciones vegetales, estudiadas por Ramírez *et al.* (1989a), Ramírez *et al.* (1989b) y Frank (1998), sin embargo, para los fines del presente estudio, las importantes son las formaciones boscosas, ellas son el Bosque Adulto y el Renoval de Roble, que cubren 229,7 y 70,3 ha respectivamente.

Según la clasificación dada por Gajardo (1995), la cual corresponde a la más reciente efectuada en Chile, la vegetación de Rucamanque pertenece a la Región Vegetacional denominada Bosque Caducifolio del Sur, en donde el bosque adulto del predio correspondería a la comunidad *Aextoxicon punctatum-Laurelia sempervirens* (Olivillo-Laurel), y el renoval de Roble a la comunidad *Nothofagus obliqua-Laurelia sempervirens* (Roble-Laurel). Ambas comunidades están caracterizadas por la presencia de la especie caducifolia Roble. Tomando como referencia la tipología propuesta por Donoso (1981), el bosque adulto de Rucamanque pertenece al tipo forestal Roble-Raulí-Coigüe, subtipo Remanentes Originales, mientras los renovales de Roble aun cuando pertenecen al mismo tipo forestal, corresponden al subtipo renoval y bosque puro secundario.

El bosque adulto presenta una estructura multietánea y multiestratificada, compuesta principalmente por Olivillo, Roble, Laurel, Lingue, Tapa, Ulmo y *Weinmannia trichosperma* Cav. (Tineo). En cambio el renoval se encuentra dominado por Roble y en una proporción muy inferior por Coigüe y especies tolerantes en los estratos intermedios (Salas, 1999). Debido a las diferencias estructurales de dichas comunidades boscosas es que la presente investigación se

¹Frank, D. 1998. Dra. Geocóloga, Profesora de la cátedra de Edafología, Carrera de Ingeniería Forestal, Universidad de La Frontera. Comunicación personal.

centra en la obtención de ecuaciones de volumen tanto para las especies presentes en el bosque adulto como para el renoval de Roble.

3.1.2 Materiales de terreno. El material utilizado en las mediciones de terreno fue el siguiente:

- Relascopeo de espejos de escala métrica
- Escalera de aluminio de 6 m (desmontable en dos secciones)
- Forcípula finlandesa de 10 m, con un brazo parabólico de diámetro máximo de 80 cm
- Forcípula de brazos paralelos de 100 cm, graduada en centímetros
- Huincha de distancia de 50 m
- Brújula de prisma SUUNTO
- Pintura de color naranja y brocha
- Cronómetro convencional

3.1.3 Equipos y programas computacionales.

- Computador Personal
- Software Microsoft Excel 97
- Software DBASE 5.0 para Windows
- Software estadístico SPSS 6.1.2 para Windows
- Programas ANACOV, FURNIVAL y VALIDA desarrollados en DBASE 5.0

3.2 Método

3.2.1 Validación de mediciones efectuadas con el relascopeo y forcípula finlandesa. Para realizar las mediciones de diámetros a diferentes alturas con el relascopeo y/o forcípula finlandesa, fue necesario en una primera instancia verificar la validez de los volúmenes obtenidos a través de las mediciones hechas mediante estos instrumentos. En esta verificación es necesario confrontar estos datos con los valores reales.

Con el fin de obtener los volúmenes reales, evitando el volteo de los árboles, se procedió a realizar la medición directa de los fustes a través de una escalera de aluminio de 6 m de altura que fue posesionada sobre cada árbol en forma paralela al fuste, gracias a una sujeción de la escalera mediante cadenas.

Esta escalera se graduó con marcas cada 2 m, en donde se efectuó la medición de diámetros con forcípula de brazos paralelos (tradicional) de precisión al centímetro (figura 2). Se realizaron dos mediciones de diámetro en forma perpendicular de las cuales se obtuvo el promedio con el que finalmente se cubicó el árbol hasta una altura de 6 m. Cada árbol se cubicó mediante el esquema de la figura 3.

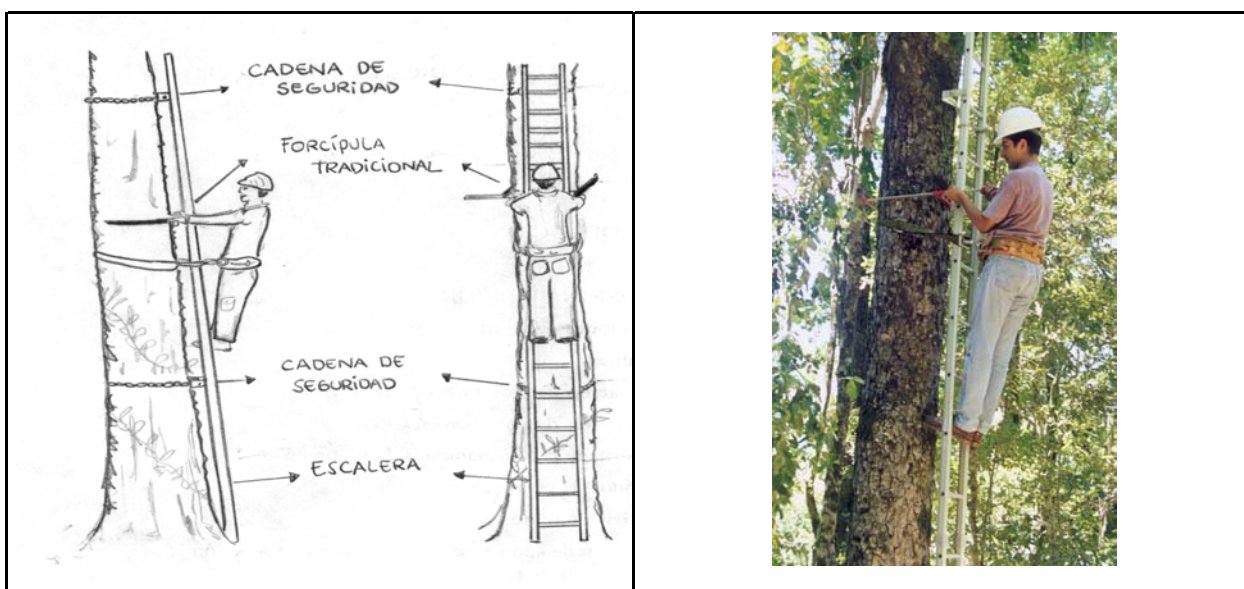


FIGURA 2: Medición de diámetros en altura con escalera

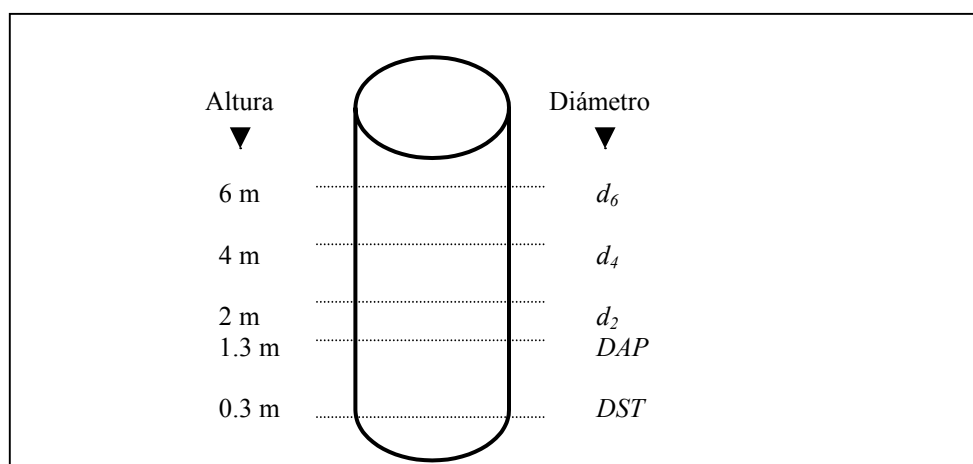


FIGURA 3: Esquema de cubicación para validación del uso del relascopio

Las secciones se cubicaron por medio de la fórmula analítica de Smalian [3] y el tocón se cubicó asumiendo una forma cilíndrica [4] (Husch *et al.*, 1972; Zöhner, 1980 y Prodan *et al.*, 1997):

$$v = 0,00003927 * (di^2 + ds^2) * L \quad [3]$$

$$v = 0,00007854 * (dst^2) * 0,3 \quad [4]$$

En donde:

v = Volumen de la sección en m^3 scc

di, ds = Diámetro inferior y superior respectivamente de la sección en cm

DST = Diámetro sobre tocón medido a 0,3 m del suelo.

L = Largo de la sección en m

Al acumular cada sección se obtiene el volumen del fuste hasta una altura de 6 m.

Antes de la medición directa con escalera, se midió el DAP , d_2 , d_4 y d_6 con el relascope. En base a estos valores se calculó el volumen hasta 6 metros ($V6m_{RELAS}$) utilizando las expresiones anteriores. Dichas mediciones se efectuaron visando desde un solo punto a una distancia horizontal de 20 m.

También, previo a la medición directa, pero después de la del relascope, se midieron los d_2 , d_4 y d_6 a través de una forcípula finlandesa de 10 m de altura y con una brazo parabólico de 80 cm (figura 4).

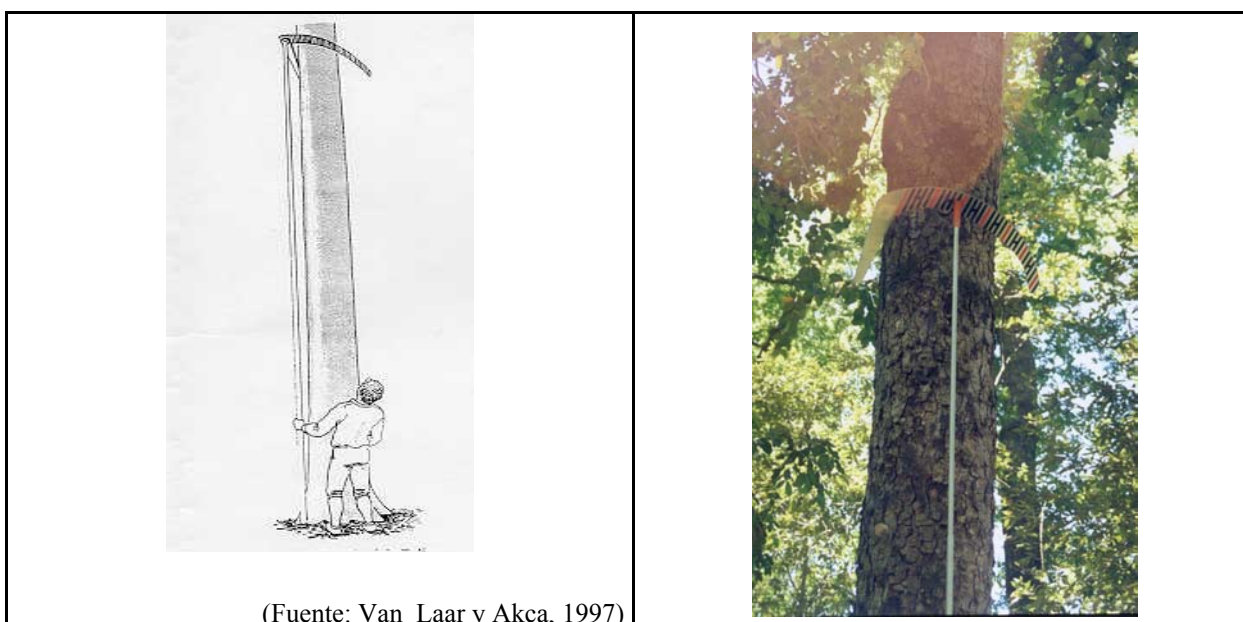


FIGURA 4: Medición de diámetros superiores con forcípula finlandesa.

Dicho instrumento fue especialmente diseñado para el presente estudio por la empresa VALDERA S.A.

Empleando las expresiones 3 y 4, se calculó el volumen hasta 6 m con los datos recopilados con la forcípula finlandesa ($V6m_{FORCI}$).

Con todos los datos recopilados, se resume en la figura 5 el registro de la información.

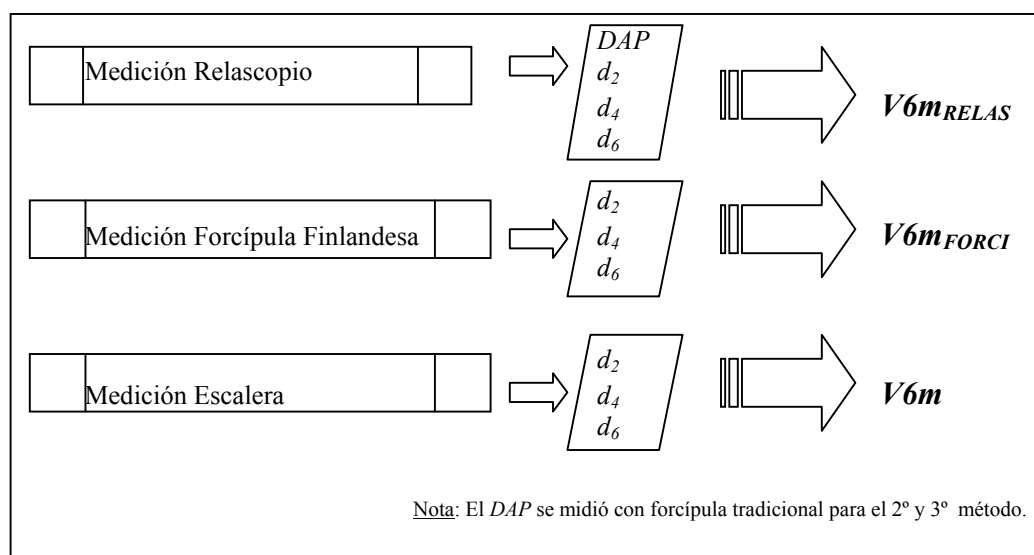


FIGURA 5: Secuencia de medición y registro de información para la validación del uso del relascopeo y la forcípula finlandesa.

Las mediciones efectuadas con relascopeo y forcípula finlandesa fueron realizadas por una persona distinta al que midió los datos reales a través de la escalera.

Es importante destacar en este punto, que la secuencia y registro de medición explicado recientemente evita sesgos personales en la medición.

En el anexo 1, se presenta el formulario utilizado en la etapa de validación del relascopeo.

Para validar estadísticamente el empleo del relascopio como medio para la obtención de volúmenes de árboles, se utilizó la prueba de t para observaciones pareadas o por parejas, la cual fue empleada por Kurth y Fischer (1965) para comparar las mediciones de diámetros superiores hechas con relascopio versus los diámetros reales en una investigación llevada a cabo en Alemania.

Dicha prueba estadística, según Ostle (1973); Freese (1970) y Canavos (1988), introduciéndole la correspondiente simbología, es la siguiente:

$$t = \frac{\bar{D}}{S_{\bar{D}} / \sqrt{n}} \quad [5]$$

Donde:

n = número de observaciones

$$\bar{D} = \frac{\sum_{i=1}^n D_i}{n}; \quad y \quad D_i = V6m_i - V6m_{RELAS_i} \quad [6]$$

$$S_{\bar{D}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (D_i - \bar{D})^2}{n-1}; \quad \text{“Varianza de las diferencias”} \quad [7]$$

bajo la correspondiente dócima de hipótesis:

$$H0: \mu_D = 0 \quad \text{ó} \quad \mu_{V6m} = \mu_{V6m_{RELAS}} \quad \text{vs} \quad H1: \mu_D \neq 0 \quad \text{ó} \quad \mu_{V6m} \neq \mu_{V6m_{RELAS}}$$

El valor calculado mediante esta prueba a través de la expresión 5, es contrastado con el valor tabular de la distribución t -student con $n-1$ grados de libertad y un nivel de significancia de α . El criterio de rechazo de la hipótesis nula ($H0$) está dado por:

$$t \leq t_{(\alpha/2; n-1)} \quad \text{ó} \quad t \geq t_{(1-\alpha/2; n-1)}$$

Si esta prueba no resulta significativa, es posible utilizar el relascopio como medio de cubicación de árboles en pie.

Esta prueba además se docimó para las mediciones hechas con forcípula finlandesa, para conocer la exactitud de este instrumento.

Los datos de esta etapa se recolectaron entre el 02 y el 04 de Abril de 1999. El número de árboles a medir sería el posible de registrar durante estos días, fijando como mínimo, 30 árboles, con lo cual es posible tener una mayor confiabilidad estadística.

3.2.2 Selección de rodales. En una primera etapa se seleccionó dentro del predio aquellos rodales que presentaban información y registro de parcelas permanentes, con el fin de tener un mejor conocimiento de la submuestra utilizada en la validación del relascopio.

Posteriormente, se procedió a recolectar la información en los rodales restantes, concentrándolos en las unidades forestales de mayor superficie y de exposiciones distintas.

3.2.3. Tamaño de la muestra. A través del premuestreo realizado en la etapa de validación del relascopio (punto 3.2.1), fue posible conocer información sobre la variabilidad del volumen de los árboles.

Con los datos recopilados de la variable $V6m$ (volumen real hasta los 6 m del fuste, medido a través de la escalera), se utilizó la siguiente fórmula dada por Freese (1970) y Zöhrer (1980) para determinar el tamaño muestral en diseños experimentales y en inventarios forestales respectivamente, con la cual es posible tener una referencia del número de árboles a medir en el presente estudio.

$$n = \frac{t^2 \times CV^2}{E^2} \quad [8]$$

Donde:

n = Tamaño muestral

t = Valor de la distribución t -Student para un nivel de significancia α para un número muestral infinito.

CV = Coeficiente de Variación del parámetro a inferir ($V6m$), expresado en %

E = Error de Muestreo establecido para estimar la verdadera media poblacional, expresado en %.

3.2.4. Selección de árboles muestra. La selección de árboles muestra se dividió en los siguientes puntos.

A. Dentro de unidades muestrales: Al interior de las parcelas permanentes, se establecieron 4 puntos de muestreo puntual horizontal (MPH) a lo largo del eje central de la parcela (figura 6) en los cuales mediante el uso del relascopio, se procedió al conteo de árboles utilizando un FAB=4 m²/ha.

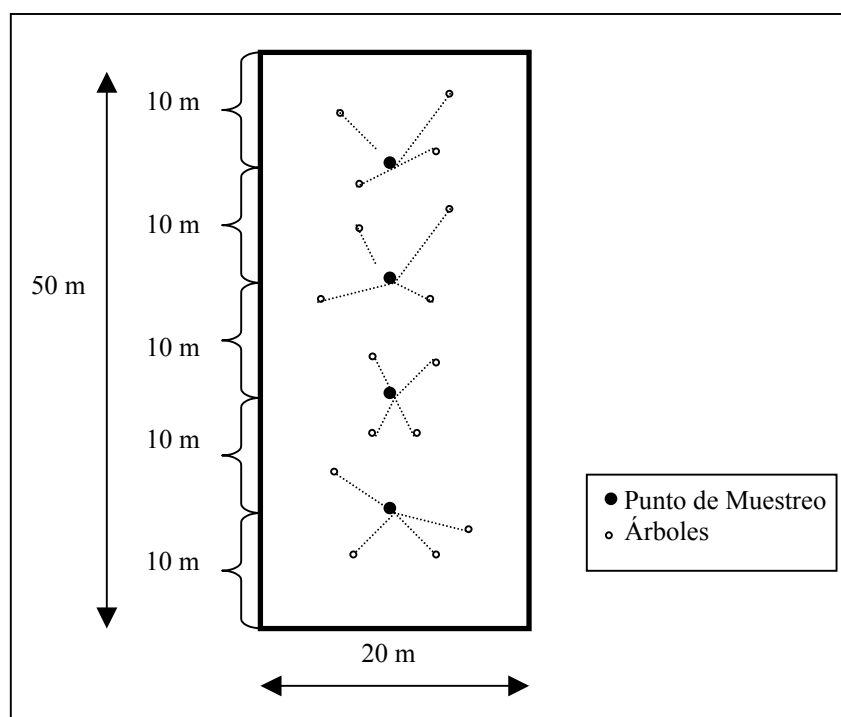


FIGURA 6: Puntos de selección de árboles muestra mediante muestreo puntual horizontal al interior de parcelas permanentes

Dichos árboles, constituirán la muestra, siempre y cuando posean características de forma compatibles con la medición de diámetros a diferentes alturas a realizar con el relascopio, estas características son:

- Fustes con torceduras leves
- Fustes con ramas que permitan la visualización del tronco.

El conteo de árboles en MPH, mediante el relascopio de espejos de Bitterlich, se realiza proyectando la banda 1 (de color blanco) más las 4 bandas estrechas siguientes (2 blancas y 2 negras) (figura 7a) al *DAP* de cada árbol que sea posible visualizar en un giro de 360° en el punto de muestreo. Sólo se contabilizan aquellos árboles cuyo diámetro sea superior a la banda elegida. Bitterlich (1958) destaca que el efecto de la pendiente del terreno es automáticamente corregido, gracias a la variación del ancho de las bandas que presenta el instrumento, por lo cual es necesario dejar libre el freno de éste.

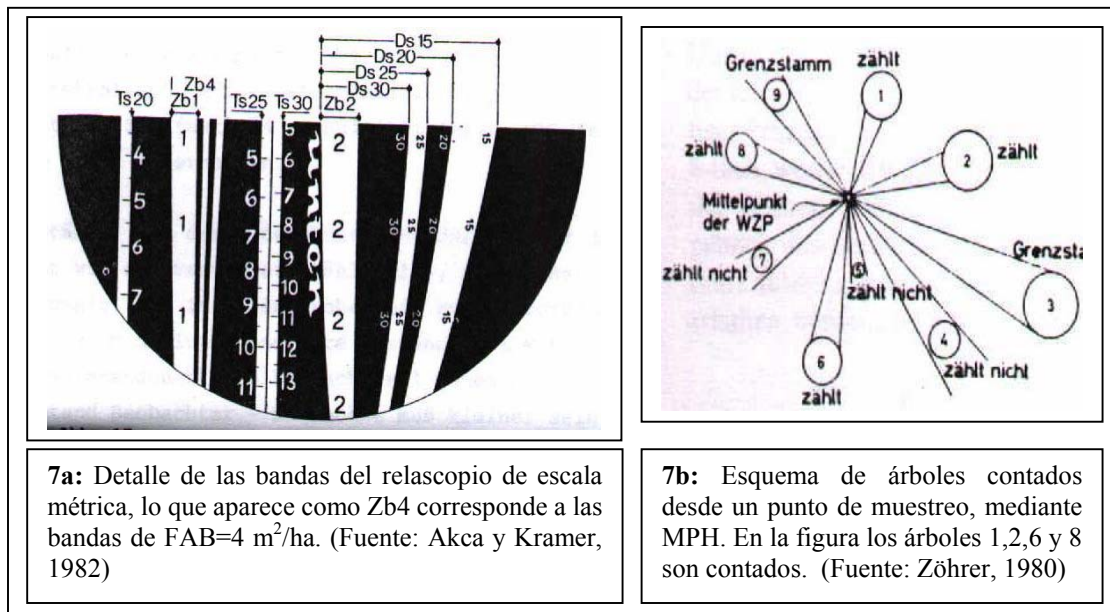


FIGURA 7: Bandas del relascopio para FAB=4 y conteo de árboles

B. Fuera de unidades muestrales: Con el fin de completar la muestra, tanto en número de árboles como de especies, se procedió a seleccionar árboles fuera de las unidades muestrales, los cuales cumplieran las condiciones favorables para su medición con el relascopio.

La marcación de estos árboles se realizó mediante pintura de color naranja a la altura del *DAP*, anteponiéndole la letra “M” al número correlativo. Aquellos árboles que se encontraban cerca de senderos autoguiados, no fueron pintados para evitar un impacto visual al transitar por dichos senderos.

La ubicación de éstos, se efectuó en forma aproximada a través de mediciones de rumbos y pendientes registrados desde puntos conocidos, como por ejemplo parcelas permanentes, senderos y/o esteros.

3.2.5. Medición de árboles muestra. La información a registrar para cada árbol muestra es la siguiente y en el anexo 1 se muestra el formulario empleado:

- Especie = Según codificación en clave descrita en anexo 1.
- *DAP* = Diámetro a la altura del pecho a 1,3 m sobre la pendiente. Se registró en cm y con corteza. Medido con relascopio y luego con forcípula tradicional.
- *DST* = Diámetro sobre tocón, registrado en cm y con corteza, a 30 cm sobre la pendiente. Medido con forcípula tradicional.
- *HTOT* = Altura total. Medida con relascopio y registrada en m.
- *HCC* = Altura comienzo de copa. Medida con relascopio y registrada en m.
- *DCC* = Diámetro comienzo de copa. Medido con relascopio y registrada en cm a la *HCC*.
- d_2, d_4, d_6, d_8 y d_{10} = Diámetros fustales a 2, 4, 6, 8 y 10 m de altura respectivamente. Medidos con relascopio y registrados en cm.
- *DOM* = Dominancia, según codificación en clave descrita en anexo 1.
- *SAN* = Sanidad, según codificación en clave descrita en anexo 1.
- *FOR* = Forma, según codificación en clave descrita en anexo 1.

Es importante destacar que el *DAP* se midió primero con relascopio y una vez registrado este valor en el formulario de terreno se procedió a medir el *DAP* con forcípula tradicional. Esta última se determinó con el promedio de dos mediciones efectuadas en sentido perpendicular a la sección transversal del fuste a la altura del *DAP*. Todos los diámetros medidos con relascopio se efectuaron visando por un solo lado del fuste de cada árbol.

La distancia a la cual se realizaron las mediciones, dependió principalmente de la visibilidad de la copa y la altura de los árboles. Dependiendo del caso se efectuaron mediciones desde los 10, 15, 20 y 25 m entre el observador y el árbol.

3.2.6. Determinación de volúmenes. Los volúmenes totales de cada árbol se obtuvieron mediante la cubicación por secciones, utilizando las fórmulas dadas en las expresiones 3 y 4 hasta la *HCC*. Entre la *HCC* y la *HTOT*, se cubicó asumiendo una forma cónica, a través de la siguiente fórmula:

$$v_{punta} = 0,000026179 * [HTOT - HCC] * DCC^2 \quad [9]$$

En los árboles que presentan bifurcaciones o mayores divisiones del fuste principal, con trozos de considerables diámetros y largos, se procedió a medir los diámetros basales y luego éstos se cubicaron cada uno como un cono.

3.2.7. Procesamiento de datos. El cálculo de los volúmenes de los datos provenientes del bosque adulto y del renoval se realizó en un archivo computacional desarrollado en Microsoft Excel 97 denominado CUBICA.XLS.

Posteriormente esta información fue traspasada a formato DBASE versión 5.0 generándose un archivo DATOS.DBF, el cual constituyó la muestra con la cual se procedió a realizar todos los posteriores análisis.

En la figura 8 se presenta un diagrama del flujo de procesamiento de los datos y pasos utilizados para obtener la mejor ecuación estimadora del volumen total de los árboles.

3.2.8. Agrupación de Especies. Con el fin de determinar especies homogéneas en términos de volumen, para generar grupos de especies, a los cuales ajustar distintas ecuaciones, se aplicó el análisis de covarianza.

A través de este análisis, es posible examinar y determinar si las regresiones lineales de volumen, son las mismas para un par de especies. Según Snedecor y Cochran (1981), estas regresiones pueden diferir en las varianzas residuales, en pendiente o en la elevación.

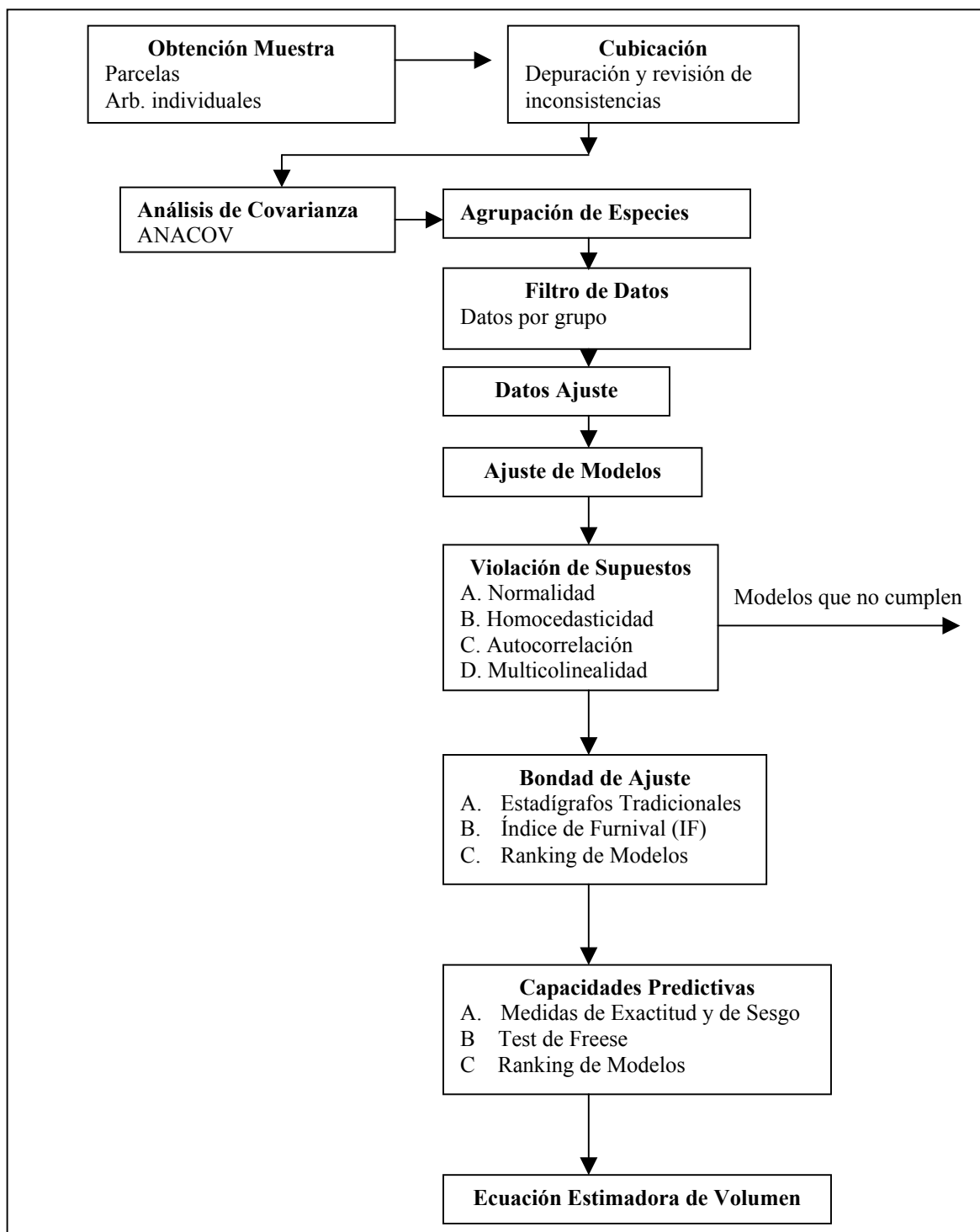


FIGURA 8: Flujo del procesamiento para obtener la ecuación de volumen

El procedimiento más indicado es, primero comparar las varianzas residuales, luego el coeficiente de regresión y finalmente la constante (Snedecor y Cochran, 1981). El análisis de covarianza es el algoritmo que reúne en un solo procedimiento las dóxicas anteriores (Vallejos, 1976).

Para comenzar este análisis es necesario en primera instancia, ajustar un mismo modelo a cada una de las especies. Basándose en los resultados obtenidos por Kawas (1978), se utilizó el siguiente modelo logarítmico, pues fue el que presentó mejores bondades de ajuste para todas las especies investigadas por Kawas en el complejo forestal y maderero Panguipulli.

$$\text{Ln}(VTOT) = b_0 + b_1 * \text{Ln} (DAP^2 * HTOT) \quad [10]$$

Donde:

Ln = Logaritmo natural en base neperiana

$VTOT$ = Volumen total con corteza, en m^3

DAP = Diámetro a la altura del pecho, en cm

$HTOT$ = Altura total, en m

El número de combinaciones (C) que pueden formarse para comparar líneas de regresión de siete especies ($k=7$, número de especies forestales presentes en el bosque de Rucamanque) en pares (r) de regresión es igual a:

$$C_{(k,r)} = \frac{k!}{(k-r)! \times r!} = \frac{7!}{(5)! \times 2!} = 21 \text{ pares diferentes} \quad [11]$$

Para facilitar este análisis se construyó un programa en lenguaje DBASE denominado ANACOV (anexo 2), basado en el algoritmo propuesto por Snedecor y Cochran (1981).

El siguiente procedimiento, emplea el modelo de la expresión 10, y es el que realiza ANACOV.

Sea 1 : Especie 1; $Y = \text{Ln}(VTOT)$
 2 : Especie 2; $X = \text{Ln} (DAP^2 * HTOT)$

Para cada especie es necesario realizar los siguientes cálculos

$$A = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n} \quad [12]$$

$$B = \sum xy - \frac{(\sum x) \times (\sum y)}{n} \quad [13]$$

$$C = \sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n} \quad [14]$$

Luego se determinan estos mismos valores para ambas especies

$$AT = (\sum x_1^2 + \sum x_2^2) - \frac{(\sum x_1)^2 + (\sum x_2)^2}{n_1 + n_2} \quad [15]$$

$$BT = (\sum x_1 y_1 + \sum x_2 y_2) - \frac{[\sum x_1 + \sum x_2] \times [\sum y_1 + \sum y_2]}{n_1 + n_2} \quad [16]$$

$$CT = (\sum y_1^2 + \sum y_2^2) - \frac{(\sum y_1)^2 + (\sum y_2)^2}{n_1 + n_2} \quad [17]$$

Posteriormente estos valores se integran en una matriz de cálculo interna del programa, la cual se muestra en el cuadro 1.

CUADRO 1. Matriz interna del programa ANACOV para detectar pares de especies homogéneas

					Desviaciones de regresión		
gl	SUMx ²	SUMxy	SUMy ²	Coef.reg.	gl	SC	CM
n1-1	A1	B1	C1	cr1=B1/A1	gl1=n1-2	SC1=C1-((B1 ²)/A1)	CM1=SC1/GL1
n2-1	A2	B2	C2	cr2=B2/A2	gl2=n2-2	SC2=C2-((B2 ²)/A2)	CM2=SC2/GL2
					GLd=gl1+gl2	SCd=SC1+SC2	CMd=SCd/GLd
n1+n2-2	Ag=A1+A2	Bg=B1+B2	Cg=C1+C2	Bg/Ag	GLg=n1+n2-1	SCg=Cg-((Bg ²)/Ag)	CMg=SCg/GLg
					1	SCph=SCg-SCd	CMph=SCp/1
1	Ai=AT-Ag	Bi=BT-Bg	Ci=CT-Cg				
n1+n2-1	AT	BT	CT		GLt=n1+n2-2	SCT=CT-((BT ²)/AT)	
					1	Scic=SCT-SCg	CMic=SCi/1

Para probar las distintas hipótesis del análisis de covarianza, se utilizan las siguientes dójimas.

A. Varianzas homogéneas o comunes

$$H0: \sigma_{yx1}^2 = \sigma_{yx2}^2 \quad \text{vs} \quad H1: \sigma_{yx1}^2 \neq \sigma_{yx2}^2$$

$F_{vh} = CM1/CM2$ donde siempre en el numerador debe ir el cuadrado medio mayor

$H1$ se rechaza solamente si $F_{vh} \geq F_{\alpha; g11, g12}$

Si la diferencia entre las varianzas fuera significativa, se concluye que los datos provienen de poblaciones distintas y entonces ANACOV establece de inmediato que el par de especies que analiza no son homogéneas. En caso contrario, vale decir, si se cumple que $F_{vh} < F_{\alpha; g11, g12}$, el programa prueba el siguiente supuesto.

B. Pendientes homogéneas

$$H0: b1_1 = b1_2 \quad \text{vs} \quad H1: b1_1 \neq b1_2$$

La dójima correspondiente se expresa por el cuociente entre el cuadrado medio por coeficientes de regresión, y el cuadrado medio dentro de los grupos;

$$F_{ph} = CM_{ph}/CM_d$$

$H1$ se rechaza solamente si $F_{ph} \geq F_{\alpha; 1, GL_d}$

Si esta dójima resulta significativa, ANACOV no continua el análisis y también establece que ambas especies no pueden ser agrupadas. Si se produce lo contrario, se prueba el último supuesto.

C. Intercepto común

$$H0: b0_1 = b0_2 \quad \text{vs} \quad H1: b0_1 \neq b0_2$$

El estadístico está dado por la relación entre el cuadrado medio para el ajuste de medias y el cuadrado medio de una regresión común.

$$Fic = CMic/CMg$$

H1 se rechaza solamente si $Fic \geq F\alpha;1, GLg$

Nuevamente se tiene que si las intercepciones difieren significativamente, se concluye que los datos pertenecen a poblaciones distintas. No obstante, si el programa llega a calcular este último supuesto y no se obtiene significancia estadística, se encuentra justificación para combinar los datos de ambas especies.

Finalmente ANACOV entrega la siguiente matriz de covarianza

CUADRO 2. Matriz de covarianza final que entrega el programa ANACOV

	Sp1	.	.	.	Spx
Sp1	1				
.		1			
.			1		
.				1	
Spx					1

Donde: Spx= Especie “x”

Esta matriz representa con el número 1 pares de especies que no presentan diferencias significativas y 0 en el caso opuesto.

El análisis de esta matriz de covarianza, en conjunto con los gráficos de dispersión del volumen con respecto al DAP para cada especie permite obtener grupos homogéneos. Una vez que se establecen los grupos, se ingresa en un archivo denominado GRUPOS.DBF el número del grupo y el código de la(s) especie(s) que lo conforma(n).

La figura 9 muestra el flujo de archivos que emplea y genera el programa ANACOV.

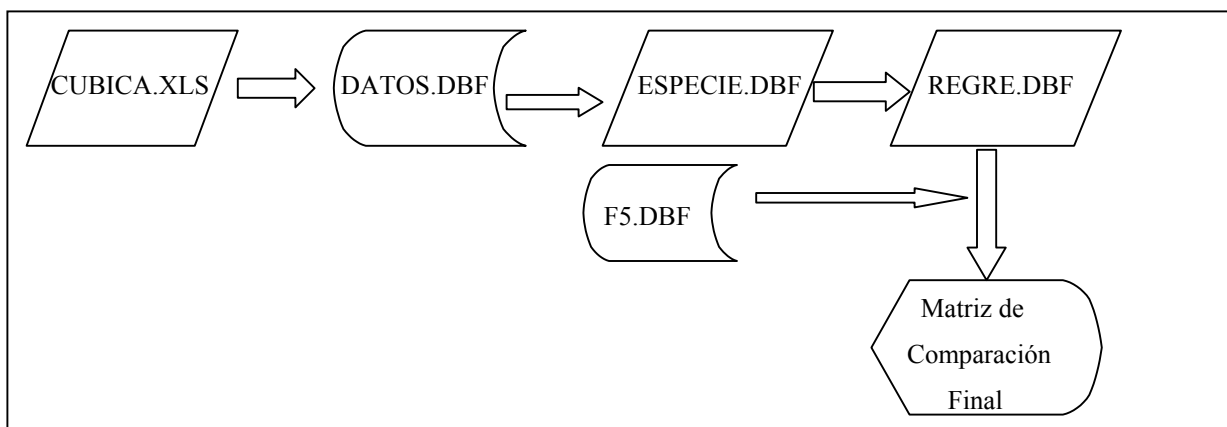


FIGURA 9: Diagrama de flujo de archivos que ocupa el programa ANACOV

3.2.9 Ajuste de modelos. El proceso de ajuste se realizó para cada grupo identificado en el análisis de covarianza, con los datos ingresados en el archivo DATOS.DBF. El ajuste se efectuó a través del software estadístico SPSS versión 6.1.2 para Windows mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios.

Se emplearon 10 modelos, detallados en el cuadro 3, donde la mayoría de estos se han reconocido por sus bondades estadísticas en estudios anteriores.

Los modelos 5, 6 y 10 fueron propuestos basándose en una matriz múltiple de dispersión entre todas las variables incluidas en los demás modelos.

En los modelos que planteaban como variable independiente un diámetro medido en altura, se optó por utilizar el d_6 , ya que éste presentaba una mayor correlación con el DAP (según una matriz de correlación bivariada realizada con los datos), pues en definitiva, el d_6 en inventarios forestales es una variable a estimar en base al DAP , ya que no se mide tradicionalmente.

CUADRO 3. Modelos de volumen ajustados

Número	Modelo	Fuente
1	$V=b_0+b_1dd_6h$	Zöhler (1980)
2	$V = b_0 + b_1d^2 + b_2d^2h^2 + b_3d_6^2$	Navarro (1996)
3	$V = b_0 + b_1d^2h + b_2d^2h^2 + b_3h^3 + b_4d_6^2$	INFORA (1996)
4	$d^2/V = b_0 + b_1(h)^{-1}$	Honer (1965)
5	$d^2/V = b_0 + b_1Logh + b_2Logd_6 + b_3 d^2h$	
6	$LogV = b_0 + b_1 Logd_6$	
7	$LogV = b_0 + b_1Logd + b_2Logh + b_3Logd_6$	Zöhler (1980)
8	$LnV = b_0 + b_1Lnd + b_2Lnh$	Kawas (1978)
9	$LnV = b_0 + b_1Lnd^2h$	Kawas (1978)
10	$LnV = b_0 + b_1 Lnd_6 + b_2Lnh + b_3d^2h$	

Donde:

V = Volumen total, en m³ scc

d = DAP, en cm

h = Altura total, en m

d_6 = Diámetro del fuste medido a 6 metros de altura del árbol, en cm

3.2.10 Violación de supuestos.

A. Normalidad: La normalidad de los residuos de cada modelo ajustado, se probó por el test de Kolmogorov-Smirnov (K-S). A través de esta prueba de bondad de ajuste, es posible decidir si los residuos de cada modelo se ajustan a una distribución normal.

B. Homocedasticidad: La homogeneidad de la varianza de los residuales, se testeó con la prueba de Levene. Este test calcula primero la varianza de los residuales, los cuales son ordenados en grupos determinados por el valor real del volumen. Luego verifica la homogeneidad de la varianza, calculando para cada caso, la diferencia absoluta entre su valor en

la variable dependiente y la media de su grupo, y después realiza una ANOVA de un factor sobre esas diferencias.

C. Autocorrelación: La independencia serial de los errores de cada modelo se evaluó mediante la estadística de Durbin y Watson (D-W). Esta prueba busca detectar si es que los errores o residuos de un modelo de regresión ajustado, presentan una relación serial entre ellos.

D. Multicolinealidad: Se calculó el factor de inflación de la varianza (VIF), para cada variable independiente de los modelos ajustados, para detectar la presencia de multicolinealidad entre dichas variables.

Cada uno de los estadísticos utilizados para verificar los supuestos, se obtuvieron del paquete estadístico SPSS versión 6.1.2.

El criterio de cumplimiento de los supuestos de normalidad y homocedasticidad se basó en el valor-p (ν - p), ya que cuando éste es mayor a 0,05, se dice que no existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula y por lo tanto existen diferencias significativas. El valor-p o nivel de significancia observado es la probabilidad de obtener un valor mayor en la estadística de prueba tan extremo o más que el valor observado en la propia estadística de prueba (Maddala, 1996).

Aquellos modelos que presentaron ν - p menores al 0,05 en los test K-S (normalidad) y Levene (Homocedasticidad) fueron eliminados de los posteriores procesos.

El cumplimiento de la independencia serial de los residuos, se determinó al comparar el valor del test de D-W entregado por el paquete estadístico con los valores tabulados de la estadística de Durbin y Watson. Canavos (1988) y Maddala (1996) describen las tres posibles respuestas que entrega el análisis del valor calculado para D-W; en caso que el valor del test sea menor que el límite inferior (d_l) tabulado para el correspondiente número de observaciones y de variables independientes, se establece que los errores del modelo se encuentran autocorrelacionados. Mientras que si el valor de D-W es mayor que el límite superior (d_u) tabulado correspondiente, el

modelo no presenta autocorrelación. En último caso, si D-W se encuentra entre el rango comprendido por d_l y d_u , la prueba no es concluyente.

La presencia de multicolinealidad, siguiendo lo propuesto por Trincado (1994), se asumió para aquellas ecuaciones que presentaron VIF mayores a 10 para alguna de sus variables independientes, por lo que aquellos modelos que presentaron al menos una variable independiente con VIF mayor a 10 fueron eliminados del proceso posterior.

3.2.11 Bondad de ajuste

3.2.11.1 Estadígrafos tradicionales. El coeficiente de correlación (r), el R^2 ajustado (R^2_a), el error estándar de la estimación (S), la significación de cada coeficiente de regresión y sus respectivos intervalos confidenciales fueron evaluados para cada modelo empleando el programa computacional SPSS versión 6.1.2.

Las fórmulas de dichos estadísticos son las siguientes:

A. Coeficiente de Correlación (r)

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad [18]$$

B. R^2 ajustado (R^2_a)

$$R^2_a = r^2 - \frac{p \times (1 - r^2)}{(n - p - 1)} \quad [19]$$

C. Error Estándar de la Estimación (S)

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 2}} \quad [20]$$

D. Significación de los coeficientes de regresión

Determinada a través de la siguiente dócima e hipótesis:

$$t = \frac{b_k}{Sb_k} \quad [21]$$

$$H0: b_k=0 \quad \text{vs} \quad H1: b_k \neq 0$$

$$Sb_0 = S \times \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{(n-1) \times S_x^2}} \quad [22]$$

$$Sb_k = \frac{S}{\sqrt{(n-1) \times S_{x_k}^2}} \quad [23]$$

$$S_{x_k}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{k_i} - \bar{x}_k)^2}{n-1} \quad [24]$$

E. Intervalos confidenciales de los coeficientes de regresión

$$I.C. = b_k \pm t_{(1-\alpha/2; n-2)} \times Sb_k \quad [25]$$

Donde:

- n = número de observaciones empleadas en el ajuste del modelo
- \hat{y}_i = valor estimado según el modelo para la observación “ i ”-ésima
- y_i = valor observado para la observación “ i ”-ésima de la variable dependiente
- \bar{y} = valor medio observado de la variable dependiente
- p = número de variables independientes del modelo
- b_k = valor del “ k ”-ésimo coeficiente estimado por la regresión
- Sb_k = Error típico del “ k ”-ésimo coeficiente estimado por la regresión
- $S_{x_k}^2$ = Varianza de la “ k ”-ésima variable independiente x

Aquellos modelos que presentaron al menos un coeficiente no significativo fueron eliminados como predictores. El valor de R^2_a y el del S de cada modelo ajustado se ingresó a un archivo llamado GRUPOS.DBF según el grupo de especies que corresponda.

3.2.11.2 Índice de Furnival. Furnival (1961) explica la derivación del índice, el cual se determina al maximizar la función de verosimilitud de cada modelo de volumen. Estas funciones de verosimilitud se construyen formando el producto lógico de las densidades de probabilidad en el espacio muestra de la variable dependiente “ v ”. Cuando la variable dependiente de una ecuación no es directamente el volumen, las densidades de probabilidad pueden ser transformadas al espacio muestral del “ v ”, multiplicándolo por la primera derivada de dicha ecuación.

En resumen el índice de Furnival queda dado por la siguiente expresión.

$$IF = S \times 10^{\left(\frac{\sum \text{Log} \left[\frac{\partial F(x)}{\partial v} \right]^{-1}}{n} \right)} \quad [26]$$

En donde:

IF = Índice de Furnival

S = Error estándar de estimación de la ecuación

$\frac{\partial F(x)}{\partial v}$ = Derivada de la ecuación con respecto al volumen

n = número de observaciones utilizadas en el ajuste de la ecuación

Ya que las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios son las que maximizan la verosimilitud de la muestra, para el caso de funciones con variable dependiente “ v ”, el IF es igual al S . En cambio para funciones con variable dependiente distinta al “ v ”, el IF varía al S , por lo que este índice es considerado como un error estándar promedio transformado a unidades de volumen (Furnival, 1961).

La interpretación del IF es de carácter inverso a los de máxima verosimilitud, por lo tanto un valor grande indica ajuste pobre y viceversa.

Debido al gran número de modelos probados y el necesario análisis por grupos, se generó un programa que permitiera el cálculo del IF para estos modelos por cada uno de los grupos a

procesar. Este programa se llamó FURNIVAL y fue diseñado en DBASE. En el anexo 3 se detalla el programa.

El programa contiene la información de los 10 modelos de volumen detallados en el cuadro 3 y sus respectivas derivadas, y trabaja sobre la base de los estadígrafos de los modelos incorporados en el archivo GRUPOS.DBF y los datos del archivo DATOS.DBF (figura 10).

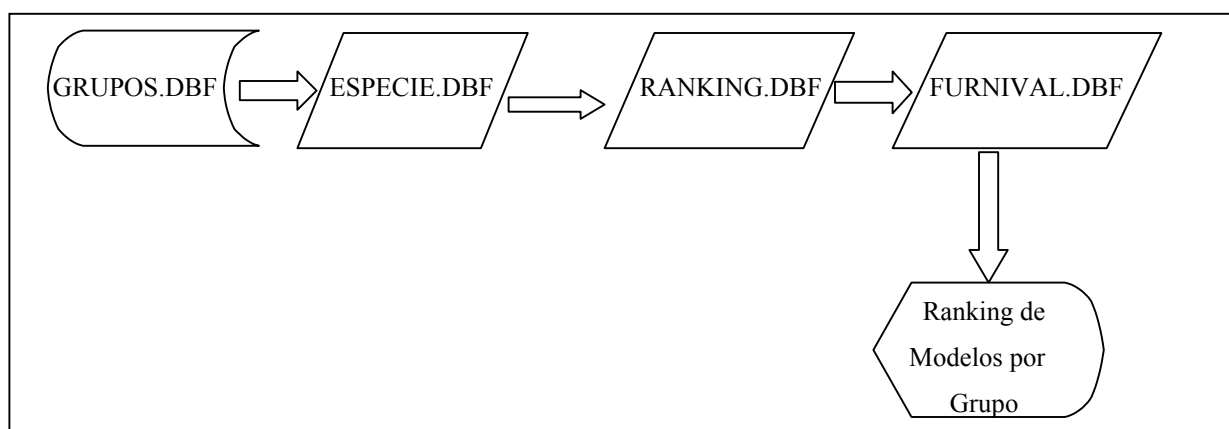


FIGURA 10: Diagrama de flujo de archivos que ocupa el programa FURNIVAL

FURNIVAL inicia el cálculo del IF , según el grupo de especie(s) a procesar, el cual es especificado por el usuario.

3.2.11.3 Ranking de modelos. Con el fin de seleccionar los mejores cinco modelos, desde el punto de vista de la bondad de ajuste, se estableció por grupo una asignación de valores a los estadísticos R^2_a e IF de cada uno de los modelos ajustados. El menor valor (=1) fue asignado al modelo que presentara el mejor estadístico (en el caso del R^2_a es mejor mientras más cercano es a 1 y para el IF , el menor valor es el mejor) hasta completar la asignación de puntajes con el total de modelos (=10). Posteriormente, se obtuvo la suma de dichos valores o puntajes por cada modelo, obteniéndose un ranking de modelos, en donde, valores menores indican bondades de ajuste superiores.

El programa FURNIVAL, finalmente entrega una matriz que muestra los valores de R^2_a e IF por cada modelo y su respectivo puntaje, siguiendo la metodología explicada recientemente. En caso que los modelos presenten los mismos puntajes, se optó por seleccionar el que presentó en primera instancia un menor número de variables independientes, y en segundo término variables sin mayores transformaciones.

3.2.12 Capacidades predictivas

Fueron evaluadas para la totalidad de la muestra de ajuste, con el fin de comparar los cinco modelos seleccionados en el punto 3.2.11.3, así como también para cada uno de los cuatro rangos de clase de DAP en los cuales se encuentre los datos del grupo de especies.

Esto último, permite conocer entre que rangos diamétricos funcionan mejor las ecuaciones ajustadas y es posible distinguir que a pesar de que una ecuación sea la más adecuada (según el ranking) para la totalidad de rangos de DAP en los cuales se prueba, existen otras ecuaciones superiores para ciertos rangos.

Los estadísticos empleados son los siguientes:

A. Error Cuadrático Medio (ECM):

$$ECM(\%) = \frac{100}{\bar{v}} \times \left(\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2}{n}} \right) \quad [27]$$

B. Diferencia Agregada (DA):

$$DA(\%) = \frac{100}{\bar{v}} \times \left(\frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)}{n} \right) \quad [28]$$

C. Test de Freese:

$$\chi^2_{\alpha;n} = \frac{\left(t_{1-\frac{\alpha}{2}}\right)^2 \times 100}{E^2} \times \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{v}_i - v_i}{v_i} \right)^2 \right] \quad [29]$$

Donde:

- n = número de observaciones de la muestra de validación
- v_i = valor observado para el volumen en la “ i ”-ésima observación
- \hat{v}_i = valor estimado para el volumen en la “ i ”-ésima observación
- \bar{v} = valor medio de los volúmenes observados
- $t_{1-\alpha/2}$ = valor de la distribución t - Student para un nivel de significancia α con un número infinito de muestras.
- E = Error Máximo Admisible, dentro del cual debe estar el volumen estimado con respecto al valor real, expresado en %.

Según Prodan *et al.* (1997), el Error Cuadrático Medio (ECM) o media cuadrática de los desvíos, es una medida de exactitud y un indicador de error total (INFORA, 1996).

La Diferencia Agregada (DA) es una medida del sesgo probable (Cox, 1985; INFORA, 1996). Si el modelo es insesgado, se espera que la media de los residuales o la DA sea cercana a cero.

El valor del test de Freese (Freese, 1960) debe ser comparado con el valor de la distribución ji-cuadrada con “ n ” grados de libertad y el nivel de significancia (α) deseado. Si el valor del test es mayor que el tabulado correspondiente se infiere que la ecuación probada no da la exactitud necesaria.

La exactitud de la prueba expresada por el valor de E , se fijó en un 5% y el nivel de significancia en un 5%. Esto implica que la ecuación será aceptada si los valores estimados están dentro de un E por ciento del valor real y con una probabilidad de un $\alpha\%$, que este hecho no ocurra.

Para el cálculo de los anteriores estadísticos se generó un programa escrito en DBASE, llamado VALIDA (anexo 4). El programa contiene la información de los 10 modelos de volumen detallados en el cuadro 3 y trabaja sobre la base de los datos utilizados en el ajuste, empleando el flujo de archivos de la figura 11.

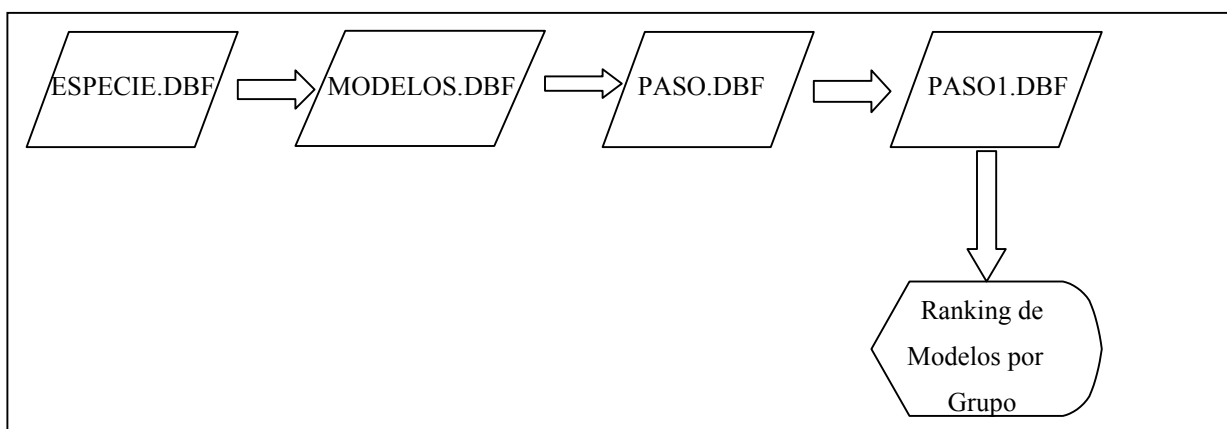


FIGURA 11: Diagrama de flujo de archivos que ocupa el programa VALIDA

VALIDA inicia el cálculo de los estadísticos de prueba, según el nivel de exactitud requerido para el test de Freese y el nivel de significancia estadístico, los cuales son especificados por el usuario.

Es importante señalar que para el cálculo de los estadísticos ECM y DA dentro de los rangos de ciertas clases diamétricas, se utilizó la expresión medida en volumen y no en términos porcentuales, ya que el volumen medio de los árboles pertenecientes a las mayores clases, al ser mayor afecta notoriamente el valor de estos estadísticos en comparación con otros rangos de menores volúmenes medios.

3.2.13 Selección de la ecuación.

La elección de la mejor ecuación estimadora de volumen, se efectuó a través de la asignación de puntajes a cada uno de los estadísticos probados. El valor 1 fue asignado a la ecuación ajustada que presentara el menor valor de ECM, hasta completar la asignación de puntajes con el total de modelos (=5). Igual procedimiento se realizó para el valor del test de Freese calculado para cada modelo. En el caso de la DA, el mejor ranking (1) fue asignado a la ecuación que presentara el valor más cercano a cero.

Finalmente, se obtuvo la sumatoria de estos puntajes para cada modelo, donde los menores puntajes finales indican ecuaciones más exactas. La asignación de puntajes son desarrollados por el programa VALIDA y presenta finalmente un ranking de las ecuaciones.

Aquella ecuación que presentó el menor puntaje total, fue elegida como la mejor. En caso que hubiera ecuaciones con el mismo puntaje se optó por la expresión matemática más sencilla.

Como una manera de comprobar la elección de la mejor ecuación, se calcularon la media y la desviación estándar del ECM y DA de cada rango de validación por modelo, en donde la mejor función será la de una menor media en todos los rangos probados y la que presenta una menor dispersión para todos los rangos.

3.2.14 Ecuaciones de volumen fustal.

Para estimar el volumen fustal de las especies en estudio, se ajustó el siguiente modelo lineal simple mediante el paquete estadístico SPSS versión 6.1.2.

$$VF = b0 + b1 * VTOT \quad [30]$$

Donde:

VF = volumen fustal con corteza, en m^3

$VTOT$ = Volumen total con corteza, en m^3

El volumen fustal se calculó al cubicar el árbol hasta la altura comienzo de la copa. Debido a la diversidad de formas entre las especies, se ajustaron ecuaciones para cada una de ellas.

4 RESULTADOS Y DISCUSION

4.1 Validación de los datos obtenidos con relascopio y forcípula finlandesa

Para la validación del uso del relascopio y forcípula finlandesa en la medición de diámetros a distintas alturas, como medio para cubicar árboles, se utilizaron finalmente 37 árboles, de los cuales se obtuvo la variable volumen hasta los 6 m de altura ($V6m$) con los distintos métodos mencionados en 3.2.1. Los estadísticos descriptivos de estos datos se muestran en el cuadro 4.

CUADRO 4. Estadísticos descriptivos de la muestra para la validación de los datos obtenidos con relascopio y forcípula finlandesa

Estadígrafo	Variable					
	DAP [cm]	HTOT [m]	HCC [m]	$V6M_{RELAS}$ [m3scc]	$V6m_{FORCI}$ [m3scc]	$V6m$ [m3scc]
n	37	37	37	37	37	37
Media	44.8	28.4	16.6	1.034	1.032	1.018
Mínimo	18.5	19.0	10.5	0.158	0.177	0.172
Máximo	65.0	45.0	23.5	2.199	2.175	2.116
Desv. Estándar	13.0	5.0	4.1	0.583	0.562	0.551
CV	29.1%	17.5%	24.8%	56.4%	54.5%	54.2%

Estos datos fueron obtenidos del rodal N°37, según la cartografía actual de Rucamanque, en el cual existen 4 parcelas permanentes, desde donde se obtuvieron algunos de estos datos y además presenta una buena accesibilidad que facilitó el trabajo en terreno.

Se compararon los volúmenes obtenidos con datos capturados con relascopio ($V6m_{RELAS}$) y de la forcípula finlandesa ($V6m_{FORCI}$) con el volumen real medido con escalera ($V6m$) mediante la prueba t de observaciones pareadas obteniéndose los resultados dados en el cuadro 5.

CUADRO 5. Prueba de observaciones pareadas entre volúmenes hasta 6 metros del fuste.

Variables	n	t	$t_{tab}(\alpha=0.05)$	v-p
V6m – V6m_{RELAS}	37	-1.17	2.028	0.250
V6m – V6m_{FORCI}	37	-1.20	2.028	0.239

Donde: V6m = volumen hasta los 6 m de altura del fuste, obtenido mediante la escalera (volumen real)

V6m_{RELAS}= volumen hasta los 6 m de altura del fuste, obtenido mediante el relascopio.

V6m_{FORCI}= volumen hasta los 6 m de altura del fuste, obtenido mediante forcípula finlandesa.

Esta prueba indica que no existe evidencia significativa a un nivel de certeza estadística del 95% para rechazar la hipótesis nula. Vale decir, tanto el volumen hasta 6 m determinado por el relascopio como también el determinado con forcípula finlandesa dan el mismo promedio que el volumen real.

Esto indica que es posible emplear el relascopio y la forcípula finlandesa para capturar datos con los cuales realizar la cubicación de árboles nativos, para construir ecuaciones de volumen.

La utilización de la forcípula finlandesa es de uso limitado, ya que por si sola no permite obtener los datos para cubicar los árboles, pues requiere además de la altura total y la altura comienzo de copa, las cuales se miden con otros instrumentos ópticos (clinómetros, hipsómetros y relascopio, entre otros). Otro aspecto a destacar, es que desde un punto de vista operacional, el desplazamiento dentro del bosque con este instrumento presenta mayores dificultades que un instrumento de bolsillo como el relascopio.

A pesar que la medición de diámetros con el relascopio dependen en cierto grado del entrenamiento del observador (debido a las características de las bandas de medición), los resultados obtenidos de las mediciones con este instrumento son auspiciosos y demuestran la viabilidad de su uso en el estudio de las especies forestales del bosque nativo chileno, evitando el volteo de árboles.

Esta última aseveración, se contrapone a lo empleado en la obtención de diámetros fustales en renovales de Roble – Raulí – Coigüe para el proyecto “Software de Planificación de Actividades en Renovales de Roble, Raulí y Coigüe en la IX y X Región” llevado actualmente a cabo por la Universidad Austral de Chile, en donde, luego de realizar algunas mediciones con relascopio, según Gezan (1999)¹ se prefirió emplear la forcípula finlandesa para la obtención de diámetros superiores, debido a que la medición con relascopio dependía mucho de la calidad del observador y no se obtuvieron buenos resultados. Esto estaría indicando que el uso del relascopio para medición de diámetros a distintas alturas requiere una alta capacitación, sobre todo en el caso de bosques naturales, donde normalmente se presentan condiciones de visibilidad y forma de los árboles poco favorables.

4.2 Tamaño de la muestra

En base al coeficiente de variación del 52,9% obtenido para $V6m$ (cuadro 5) y dándose un error de muestreo de un 10% con un 95% de confiabilidad estadística, reemplazando en la expresión 8, es posible determinar el tamaño muestral.

$$n = \frac{1,96^2 \times 52,9^2}{10^2} = 108 \text{ árboles}$$

Este número de árboles permite dar una base teórica con la cual construir una ecuación de volumen. Sin embargo debido a la gran heterogeneidad del bosque de Rucamanque, finalmente se midieron 384 árboles de las 7 especies forestales presentes, de los cuales en la figura 12 se muestra la distribución diamétrica. La estadística descriptiva para la muestra se presenta en el cuadro 6 y en el anexo 5 se encuentra segregada para cada especie.

¹ Gezan, S. 1999. Director Técnico Proyecto Software de Nothofagus, FONDEF D97I1065. UACH, Valdivia. Comunicación personal.

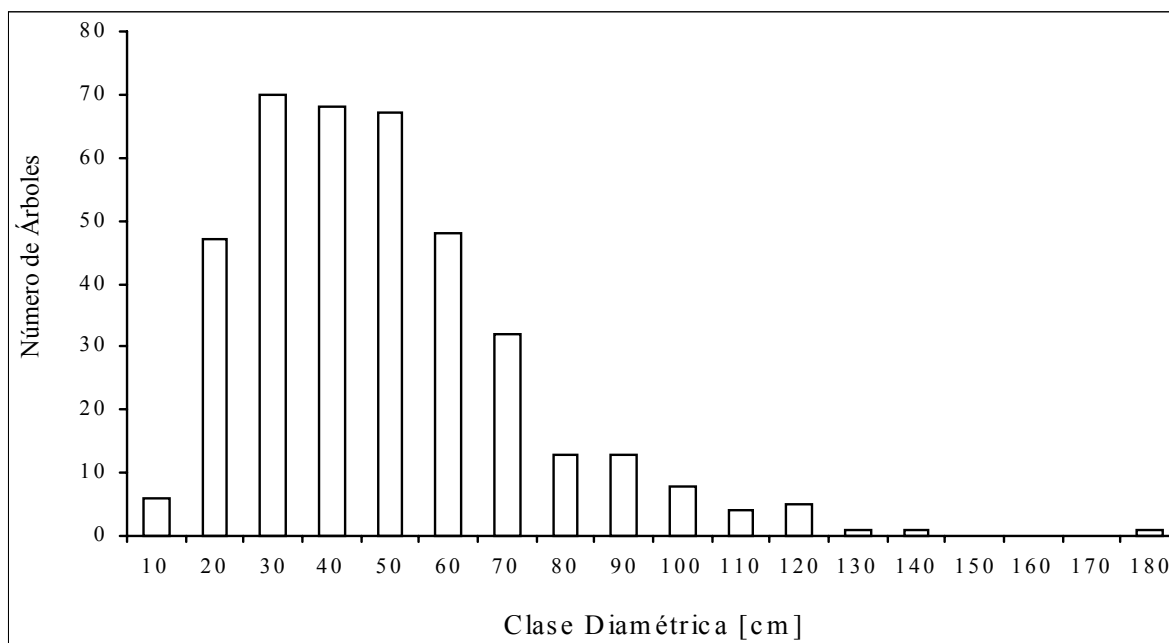


FIGURA 12. Distribución diamétrica de la muestra (n=384)

La distribución de la muestra (figura 12) se concentra entre los 30 a 70 cm de DAP, y con un desplazamiento de la distribución hasta la clase diamétrica 180. Si esta muestra se disgrega para las observaciones registradas en el bosque adulto y en el renewal de Roble, se obtienen las distribuciones de las figuras 13 y 14 respectivamente.

CUADRO 6. Estadísticos descriptivos de la muestra

Estadígrafo	Variable					
	DAP [cm]	HTOT [m]	HCC [m]	DCC [cm]	VTOT [m3scc]	VF [m3scc]
n	384	384	384	384	384	384
Media	49.2	27.1	15.1	29.3	2.963	2.470
Mínimo	11.5	9.8	6.0	5.0	0.044	0.042
Máximo	176.0	53.5	36.5	135.0	20.124	17.176
Desv. Estándar	24.0	8.2	4.7	17.7	3.359	2.668
CV	48.8%	30.2%	30.8%	60.3%	113.4%	108.0%

Donde: VF = volumen fustal (desde la base hasta la altura comienzo de copa)

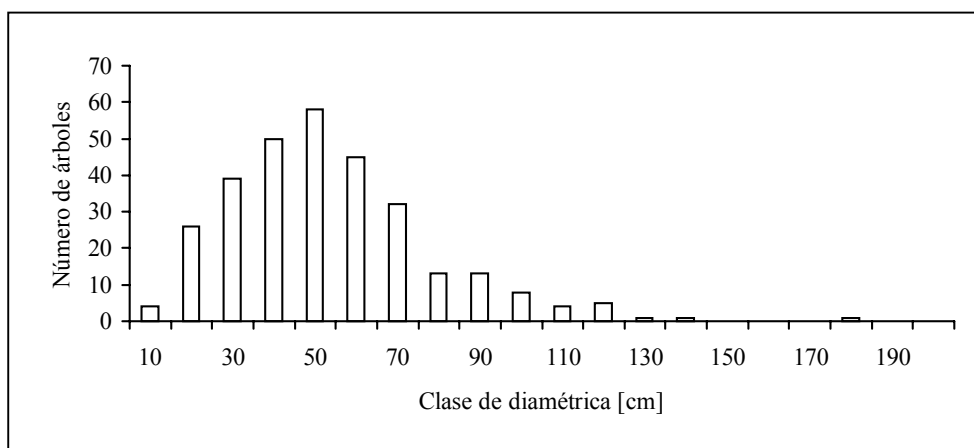


FIGURA 13. Distribución diamétrica de la muestra en el bosque adulto (n=300)

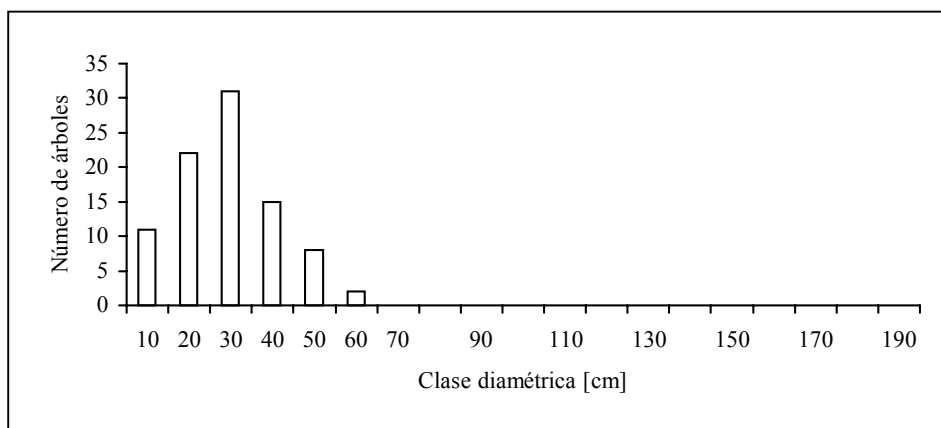


FIGURA 14. Distribución diamétrica de la muestra en el Renoval de Roble (n=84)

La distribución de la muestra obtenida del bosque adulto, recién a partir de los 50 cm, presenta la tendencia de la curva de forma J-inversa descrita para el bosque adulto de Rucamanque por Salas (1999), lo que se debe al uso del muestreo puntual horizontal en la selección de los árboles muestra, lo que favoreció la selección de los árboles de mayores DAP y de más frecuencia en el bosque.

La distribución de la muestra obtenida del renoval de Roble, presenta la forma típica descrita para rodales coetáneos, similar a la curva de probabilidades de la función normal.

4.3 Agrupación de especies

El modelo logarítmico utilizado (expresión 10) para comparar las distintas especies estudiadas, presentó excelentes bondades de ajuste (cuadro 7).

CUADRO 7. Bondad de ajuste del modelo $Ln(VTOT)=b_0+b_1*Ln(DAP^2*HTOT)$ a cada especie

Especie	n	B0	B1	R ²	Error Estándar
Laurel	25	-9.737367	0.949128	0.973	0.183
Lingue	29	-9.679278	0.937897	0.986	0.153
Olivillo	141	-10.061692	0.977290	0.970	0.168
Roble	107	-9.918535	0.957330	0.986	0.162
Tepa	44	-10.431355	1.011202	0.972	0.146
Tineo	13	-7.096786	0.733980	0.834	0.218
Ulmo	25	-9.793608	0.947786	0.969	0.204

Todas las especies, salvo Tineo, presentan coeficientes de determinación mayores a 0.96, indicando que la variable independiente explica en más de un 96% la variación de la variable dependiente, demostrando ser un buen modelo para iniciar el análisis de covarianza.

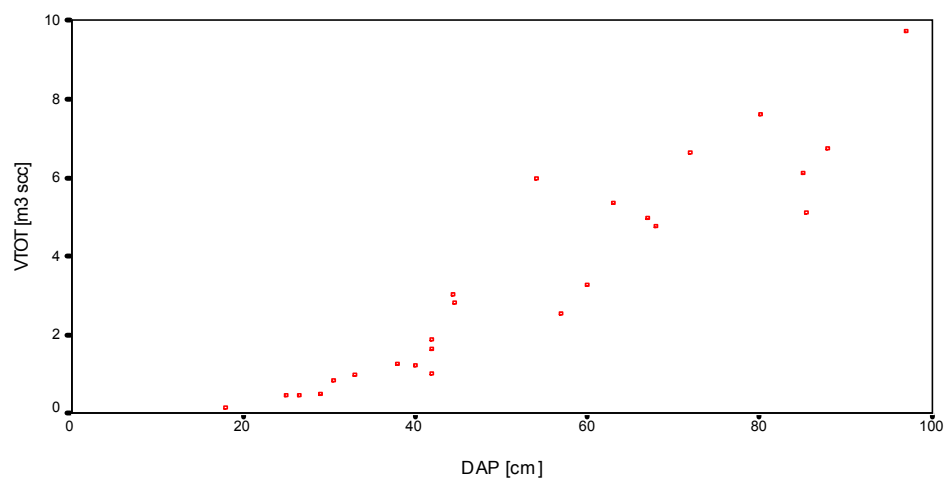
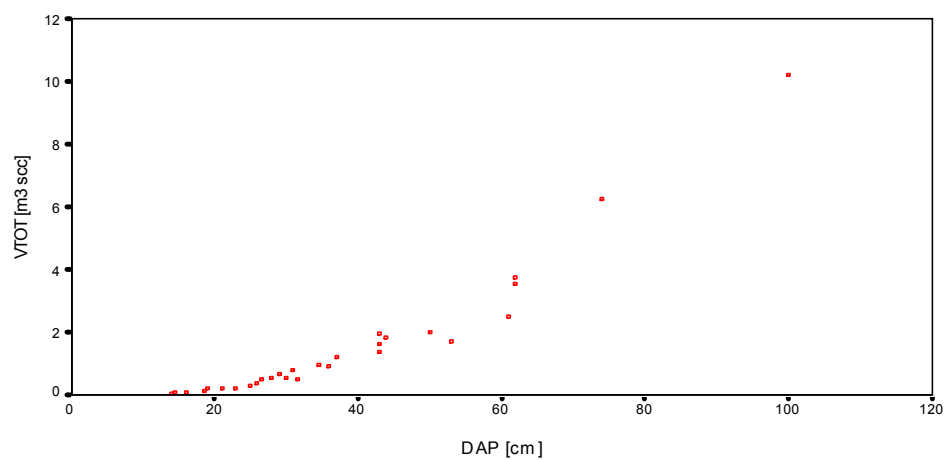
El caso de Tineo, se debe probablemente al escaso número de muestras y además, a que estos individuos presentan una gran variabilidad en sus dimensiones y formas.

El análisis de covarianza realizado a través del programa ANACOV, entregó la matriz mostrada en el cuadro 8, la que ofrece un gran número de posibles grupos de especies a los cuales posteriormente ajustar los modelos de volumen. Sin embargo, es importante complementar esta matriz con la estructura y silvicultura de estas especies, para lo cual en las figuras 15 a la 21 se muestran los gráficos de dispersión del volumen para cada una de ellas.

Es importante destacar que para todas las especies en estudio, se procesaron en conjunto los datos obtenidos en el bosque adulto como así también los provenientes del renewal.

CUADRO 8. Matriz del análisis de covarianza

	Laurel	Lingue	Olivillo	Roble	Tepa	Tineo	Ulmo
Laurel	1						
Lingue	1	1					
Olivillo	1	1	1				
Roble	0	1	0	1			
Tepa	1	0	1	0	1		
Tineo	0	0	0	0	0	1	
Ulmo	1	1	1	1	0	0	1

**FIGURA 15.** Dispersión del volumen total de Laurel con respecto al DAP (n=25)**FIGURA 16.** Dispersión del volumen total de Lingue con respecto al DAP (n=29)

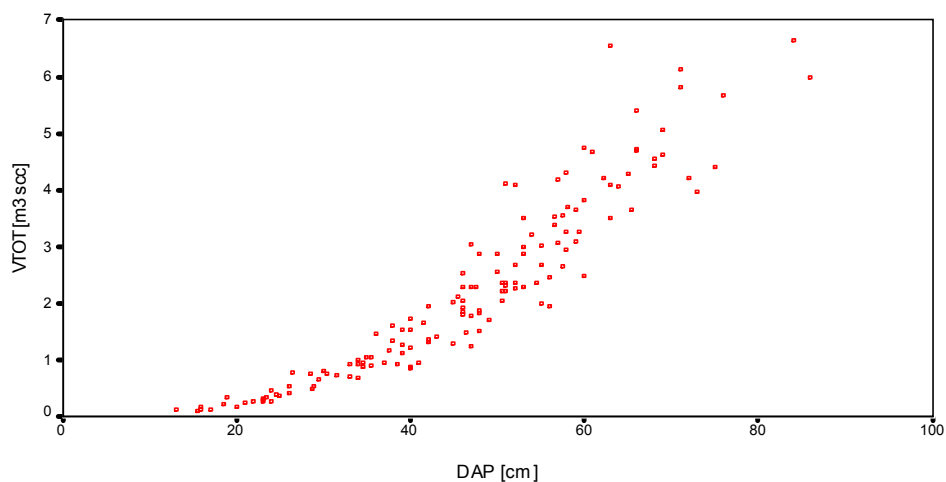


FIGURA 17. Dispersión del volumen total de Olivillo con respecto al DAP (n=141)

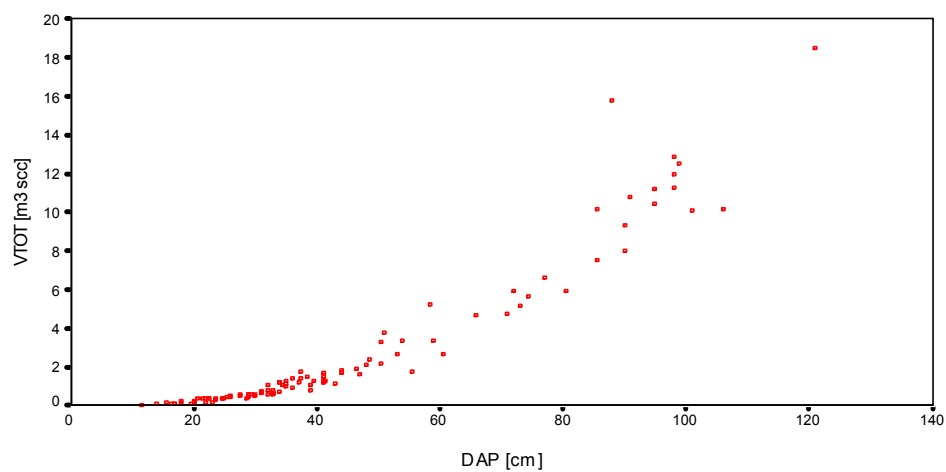


FIGURA 18. Dispersión del volumen total de Roble con respecto al DAP (n=107)

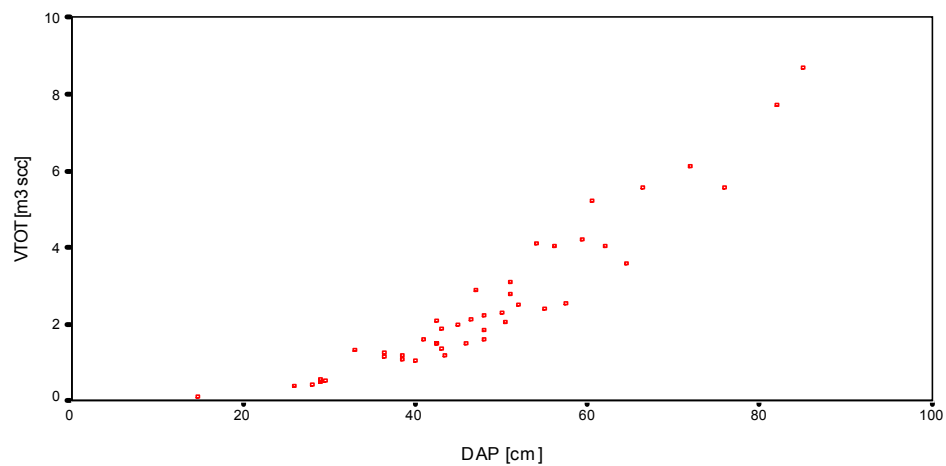


FIGURA 19. Dispersión del volumen total de Tapa con respecto al DAP (n=44)

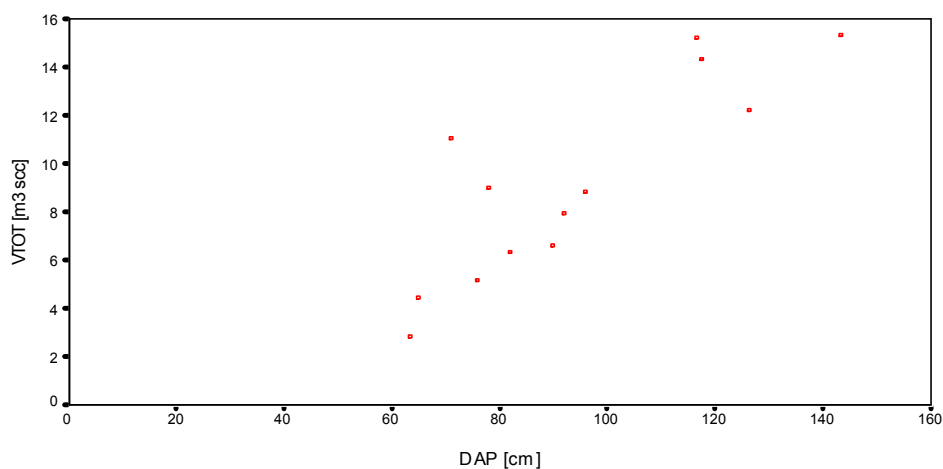


FIGURA 20. Dispersión del volumen total de Tineo con respecto al DAP (n=13)

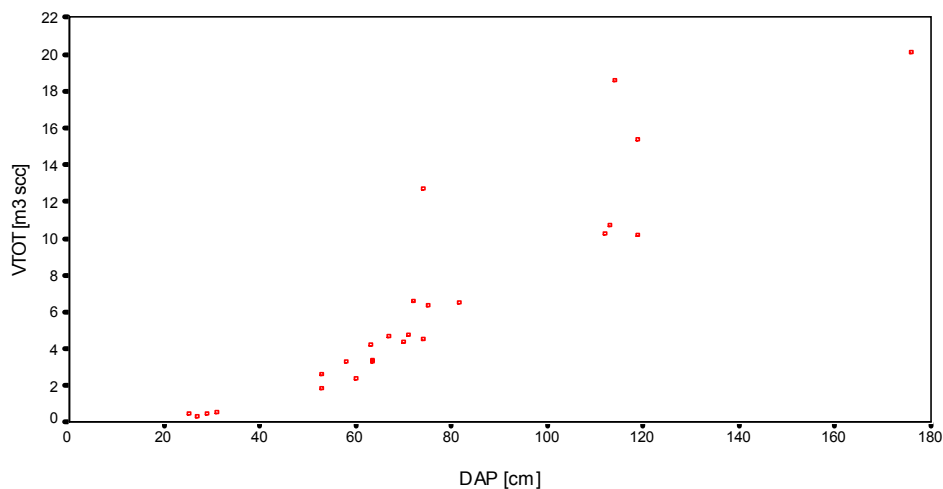


FIGURA 21. Dispersión del volumen total de Ulmo con respecto al DAP (n=25)

El comportamiento de Laurel, Lingue y Tapa, coinciden con el análisis de covarianza en formar un grupo homogéneo, ya que dichas especies se encuentran presentes entre los 20 y 98 cm de DAP, con volúmenes que llegan hasta casi los 10 m^3 por árbol. Este hecho confirma que estas especies formarán un mismo grupo para el ajuste de modelos.

ANACOV agrupa a Olivillo con distintas especies, sin embargo el alto número de observaciones que se obtuvieron para ésta, así como sus niveles de volumen total (que no superan los 8 m^3 por árbol) y su desarrollo natural dentro de estos bosques, sólo recomienda unir los datos de Olivillo

a individuos de Ulmo que no superen los 60 cm de DAP, ya que según los gráficos por sobre este diámetro, Ulmo presenta un mayor volumen.

Roble, entre tanto, muestra una tendencia bien representada en todos los DAP, mostrando una menor dispersión del volumen hacia DAP mayores, que las especies tolerantes o semitolerantes (por ejemplo Olivillo y Ulmo) debido a sus características autoecológicas de crecimiento. La forma del fuste y su crecimiento singular con respecto a las otras especies en estudio, recomiendan que Roble forme por si solo un mismo grupo.

El Tineo se encuentra en Rucamanque representado por no más de 10 árboles por hectárea según antecedentes de inventarios forestales realizados anteriormente, y por sobre los 60 cm de DAP dado a su carácter intolerante, con volúmenes totales que bordean los 16 m³ por árbol. A pesar que ANACOV, no considera la unión de Tineo y Ulmo, los niveles de volumen de ambas especies y el bajo número de observaciones de Tineo, favorecen el hecho que individuos de Ulmo con un DAP mayor a 60 cm, formen un grupo de ajuste en conjunto con Tineo. El resultado obtenido por ANACOV, está influenciado porque Ulmo se encuentra en gran parte de la estructura diamétrica del rodal, lo que afecta la prueba de medias ajustadas efectuada en el análisis de covarianza (ya que baja el promedio de la especie), en cambio Tineo posee un volumen medio mayor, ya que toda la muestra comprende individuos de grandes dimensiones.

Por lo tanto se definen los siguientes grupos homogéneos (cuadro 9)

CUADRO 9. Grupos homogéneos de especies

Grupo [n°]	Especies	Condición	n
1	Laurel-Lingue-Tepa	Ninguna	98
2	Olivillo-Ulmo	Ulmo con DAP≤60 cm	149
3	Roble	Ninguna	107
4	Tineo-Ulmo	Ulmo con DAP>60 cm	30

4.4 Ajuste de modelos y violación de supuestos

A cada grupo descrito en el cuadro 9, se ajustaron los 10 modelos del cuadro 3. Los coeficientes, R^2 ajustados y error estándar de la estimación de cada modelo, separados por cada grupo se encuentran en el anexo 6.

Las pruebas realizadas para analizar la violación de los supuestos de cada modelo, se presentan en el anexo 7 separados por grupos.

4.4.1 Grupo 1 (Laurel-Lingue-Tepa). En el cuadro 10 se simplifica el resultado de las pruebas realizadas para detectar la violación de supuestos para el grupo 1.

CUADRO 10. Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 1

Modelo	Normalidad	Homocedasticidad	Autocorrelación	Multicolinealidad	Coefficientes	Final
1	×	×	✓	✓	✓	×
2	×	×	✓	×	×	×
3	×	×	✓	×	×	×
4	✓	✓	✓	✓	✓	✓
5	✓	✓	✓	✓	✓	✓
6	✓	✓	?	✓	✓	✓
7	✓	✓	✓	×	✓	×
8	✓	✓	✓	✓	✓	✓
9	✓	✓	✓	✓	✓	✓
10	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Donde: ✓ = cumple supuesto
 × = no cumple supuesto
 ? = la prueba no es concluyente

Todos los modelos que emplean como variable dependiente directamente al volumen total, no cumplen con los supuestos de normalidad ni tampoco el de homocedasticidad de los residuos, corroborando lo encontrado en bibliografía, al respecto de que a medida que la variable independiente aumenta (en este caso DAP y HTOT) la dispersión de la variable dependiente (VTOT) se hace cada vez mayor.

El resto de los modelos (del 4 al 10) que presentan transformaciones de variables, logran cumplir con los supuestos de normalidad y homogeneidad de varianzas.

Solamente para el modelo 6, la prueba de Durbin y Watson, resultó no concluyente sobre la autocorrelación, por lo que se optó dejarlo pasar al siguiente análisis.

Gran parte de los modelos que presentaban más de dos variables independientes, tienen VIF mayores a 10 para alguna de ellas (modelos 2, 3 y 7), por lo que fueron eliminados. Esto se debe a que estos modelos presentan variables independientes altamente correlacionadas entre si, como es el caso del DAP y el diámetro medido a una altura de 6 m sobre el fuste.

Debido a esto los modelos que pasaron la etapa de validación de supuestos fueron solamente el 4, 5, 6, 8, 9 y 10.

4.4.2 Grupo 2 (Ulmo con DAP \leq 60 cm y Olivillo). El cuadro 11 resume el resultado de las pruebas realizadas para detectar la violación de supuestos para el grupo 2.

CUADRO 11. Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 2

Modelo	Normalidad	Homocedasticidad	Autocorrelación	Multicolinealidad	Coefficientes	Final
1	×	×	✓	✓	✓	×
2	×	×	?	✓	✓	×
3	×	×	?	×	×	×
4	✓	✓	?	✓	✓	✓
5	✓	✓	?	✓	✓	✓
6	✓	✓	✓	✓	✓	✓
7	✓	✓	✓	×	✓	×
8	✓	✓	?	✓	✓	✓
9	✓	✓	?	✓	✓	✓
10	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Donde: ✓ = cumple supuesto
 × = no cumple supuesto
 ? = la prueba no es concluyente

A igual que para el grupo 1, solamente los modelos que emplean transformaciones del volumen total como variable dependiente, superan los supuestos de normalidad y de homocedasticidad de los residuos.

La presencia de autocorrelación en los modelos no pudo ser detectada a través de la prueba de Durbin y Watson, sin embargo tampoco es posible asegurar que existe total independencia serial en los residuos. La multicolinealidad sólo fue detectada para los modelos 3 y 7.

De igual manera que para el grupo 1 (La-Li-Te), los modelos 4, 5, 6, 8, 9 y 10 superan la etapa de violación de supuestos estadísticos, lo cual indica la superioridad de éstos.

4.4.3 Grupo 3 (Roble). A continuación se detallan los resultados de las pruebas realizadas para detectar la violación de supuestos.

CUADRO 12. Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 3

Modelo	Normalidad	Homocedasticidad	Autocorrelación	Multicolinealidad	Coefficientes	Final
1	×	×	✓	✓	✓	×
2	×	×	✓	×	×	×
3	×	×	✓	×	×	×
4	✓	✓	✓	✓	✓	✓
5	✓	✓	✓	✓	✓	✓
6	✓	✓	✓	✓	✓	✓
7	✓	✓	✓	×	✓	×
8	✓	✓	✓	✓	✓	✓
9	✓	✓	✓	✓	✓	✓
10	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Donde: ✓ = cumple supuesto
 × = no cumple supuesto
 ? = la prueba no es concluyente

Los modelos que superan todos los supuestos, son nuevamente el 4, 5, 6, 8, 9 y 10. En general los resultados obtenidos son similares a los del grupo 1, salvo en la autocorrelación, ya que el grupo 3, no presenta ningún modelo con residuos autocorrelacionados.

Esto indicaría, de acuerdo a lo señalado en la literatura estadística, que para el caso de Roble, mediante las variables independientes incorporados en los 10 modelos probados, se modela de forma satisfactoria el comportamiento del volumen total, sin embargo para el caso de especies

tolerantes y semitolerantes, es necesario quizás incorporar alguna variable que represente el grado de competencia y/o espaciamiento de cada individuo.

4.4.4 Grupo 4 (Ulmo con DAP > 60 cm y Tineo). En el cuadro 13 se indican los resultados de las pruebas realizadas para detectar la violación de supuestos del grupo 4.

CUADRO 13. Cumplimiento de supuestos estadísticos de los distintos modelos ajustados para el grupo 4

Modelo	Normalidad	Homoceasticidad	Autocorrelación	Multicolinealidad	Coefficientes	Final
1	✓	✓	✓	✓	✓	✗
2	✓	✓	✓	✓	✗	✗
3	✓	✓	✓	✗	✗	✗
4	✓	✗	✓	✓	✓	✗
5	✓	✓	✓	✓	✓	✓
6	✓	✓	✓	✓	✓	✓
7	✓	✓	✓	✓	✗	✗
8	✓	✓	✓	✓	✓	✓
9	✓	✓	✓	✓	✓	✓
10	✓	✓	✓	✓	✗	✓

Donde: ✓ = cumple supuesto
 ✗ = no cumple supuesto
 ? = la prueba no es concluyente

A diferencia de los demás grupos, por primera vez los modelos 1, 2 y 3 superan la homogeneidad de la varianza y normalidad, sin embargo sólo el 1, presenta todos sus coeficientes estadísticamente distintos de 0. Esta vez los coeficientes de los modelos 7 y 10, no resultaron significativos estadísticamente. Solamente en este grupo la transformación de la variable dependiente del modelo 4 ($DAP^2 / VTOT$) no logra homogeneizar la varianza de los residuos.

Al igual que para el grupo 3, la autocorrelación no es un problema y la multicolinealidad está presente solamente en el modelo 3.

Finalmente los modelos que pasan esta etapa son el 5, 6, 8, 9 y 10.

En general es posible señalar que la transformación de la variable dependiente de los modelos 4 al 10, logra normalizar la distribución de los residuos y homogeneizar la varianza.

Los modelos analizados que poseen como variables independientes a expresiones que implican a los mismos parámetros forestales (ya sean DAP, altura o diámetro en altura) pero transformados (como por ejemplo en los modelos 2 y 3), no superan el supuesto de multicolinealidad, pues desde un punto de vista estadístico redundan sobre el modelamiento de la variable dependiente. Además por lo general alguno de los coeficientes ajustados de estas variables independientes, no son significativos estadísticamente.

4.5 Ranking de modelos según bondad de ajuste

Para cada uno de los modelos que pasaron la etapa de cumplimiento de supuestos, se estableció un ranking en base al R^2 ajustado y el índice de Furnival (IF) según lo expuesto en el punto 3.2.11.3 (a través del programa FURNIVAL), de los cuales se seleccionan los 5 mejores para pasar a la etapa de validación. Además se muestran los valores del error estándar de estimación, de los modelos para verificar el efecto del IF .

4.5.1 Grupo 1 (Laurel-Lingue-Tepa). Según el ranking del cuadro 14, los modelos seleccionados para la etapa de validación son el 10, 8, 5, 9 y 6.

CUADRO 14. Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 1

Modelo	R^2 ajustado	Error Estándar de la estimación	Índice de Furnival (IF)	Puntaje Final
10	0.9825	0.14926	0.2243	3

8	0.9803	0.15846	0.2381	5
5	0.8679	155.3379	0.1958	6
9	0.9802	0.15892	0.2388	7
6	0.9704	0.08431	0.2917	10
4	0.8019	190.1940	0.2397	11

Es importante destacar la bondad del índice de Furnival como criterio de selección de ecuaciones, ya que por ejemplo, en los modelos 4 y 5, debido a que poseen variables dependientes ($DAP^2 / VTOT$) de un mayor valor numérico, poseen también mayores valores del error estándar, pero sin embargo el valor del IF , lleva este error a un mismo plano de comparación con los restantes modelos que poseen errores estándar ostensiblemente menores. Incluso el modelo 5 presenta el menor valor del IF , pero presenta un R^2 ajustado inferior al resto de los modelos lo que lo sitúa en un tercer lugar.

4.5.2 Grupo 2 (Ulmo con $DAP \leq 60$ cm y Olivillo). Nuevamente el modelo 4 queda eliminado de la etapa de validación, ya que se encuentra en el último lugar del ranking, a pesar de que posee un IF bajo, la correlación de las variables no es demasiado poderosa.

CUADRO 15. Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 2

Modelo	R^2 ajustado	Error Estándar de la estimación	Índice de Furnival (IF)	Puntaje Final
8	0.9713	0.16229	0.2540	3
10	0.9700	0.16586	0.2596	5
5	0.6992	184.25086	0.2449	6
9	0.9699	0.16609	0.2599	7
6	0.9499	0.08937	0.3220	10
4	0.6311	204.03113	0.2712	11

4.5.3 Grupo 3 (Roble). Siguiendo la tendencia de los grupos anteriores el modelo 4 no fue seleccionado para pasar a la posterior etapa, debido a la baja correlación que presentan las variables incluidas en el modelo.

CUADRO 16. Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados del grupo 3

Modelo	R^2 ajustado	Error Estándar de la estimación	Índice de Furnival (IF)	Puntaje Final
8	0.9858	0.15931	0.1900	2
9	0.9854	0.16168	0.1928	4
10	0.9822	0.17859	0.2130	7
5	0.7999	219.97628	0.2085	8
6	0.9718	0.09753	0.2678	10
4	0.7816	229.845	0.2179	11

4.5.4 Grupo 4 (Ulmo con DAP > 60 cm y Tineo). Debido a que solamente fueron 5 los modelos que cumplieron con los supuestos estadísticos, son estos mismos los que pasan a la etapa de validación.

CUADRO 17. Ranking de modelos según R^2 ajustado e índice de Furnival (IF) para los modelos ajustados para el grupo 4

Modelo	R^2 ajustado	Error Estándar de la estimación	Índice de Furnival (IF)	Puntaje Final
10	0.9179	0.15782	1.2159	3
6	0.8734	0.08511	1.5098	5
5	0.6917	144.8466	1.1135	6
8	0.8590	0.20684	1.5935	7
9	0.8582	0.20741	1.5979	9

Debido a las grandes dimensiones de los árboles con los cuales se ajustaron los modelos de este grupo, se observan valores del *IF* (error promedio) superiores a 1 m^3 , lo cual no había sucedido para ningún otro grupo, debido a la mayor dispersión del volumen total de los individuos de mayores envergaduras, tal como es indicado por la literatura al hacer referencia a la heterocedasticidad.

En general los modelos 8 y 10 se presentaron como los dos mejores en todos los grupos, salvo en el grupo 4, en donde el modelo 8 fue desplazado por el modelo 6.

El modelo 5 (no logarítmico) presentó en los grupos 1, 2 y 4 los valores más bajos del *IF*, vale decir, un menor error de estimación, sin embargo la correlación entre las variables transformadas es notoriamente menor que la correlación que se obtiene con modelos logarítmicos, por lo cual en dichos grupos siempre ocupó el tercer lugar.

4.6 Validación y elección de ecuaciones

A través del programa VALIDA, se obtuvieron los estadísticos de prueba para los mejores 5 modelos desde un punto de vista teórico estadístico para cada grupo.

4.6.1 Grupo 1 (Laurel-Lingue-Tepa). Los valores de los estadísticos sitúan como el mejor modelo al 10, siendo éste el que presenta el menor error cuadrático medio (ECM), y los segundos menores valores de diferencia agregada (DA) y del test de Freese.

CUADRO 18. Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 1

Modelo	ECM [%]	DA [%]	Test de Freese	Puntaje Final
10	14.65	0.148	37.987	5
5	16.19	1.961	24.116	6
9	23.29	0.251	40.673	8
8	24.09	-0.038	39.484	9

6	19.37	2.221	70.721	13
---	-------	-------	--------	----

Es importante señalar que según la prueba de exactitud de Freese, todos los modelos cumplen con la exactitud requerida (del 5%) para un 95% de confiabilidad estadística, ya que el valor tabular de la distribución ji-cuadrada con 98 grados de libertad es de 122,108; lo que demuestra que dichas ecuaciones presentan estimaciones exactas en un nivel general de análisis.

Al hacer una comparación con el ranking basado en la bondad de ajuste de las ecuaciones (cuadro 14), el modelo 10 también es el mejor. Sin embargo, los restantes modelos alteran sus posiciones al analizar sus capacidades predictivas.

El modelo 5, a pesar que posee el menor valor del test de Freese y el segundo menor valor de ECM, presenta un alto valor de DA, que indica una clara tendencia a la subestimación de los volúmenes de Laurel, Lingue y Tapa. El modelo 6 también presenta una tendencia a subestimar, mientras que el modelo 8 sobreestima los volúmenes, pero en un porcentaje bastante menor.

Al analizar el comportamiento de las ecuaciones dentro de los rangos de validación (cuadro 19 y figura 22), se observa una leve disminución del ECM total, sin embargo la tendencia es que para las clases diamétricas inferiores o iguales a 50 cm, se presenten menores ECM.

CUADRO 19. Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 1

Modelo	Clase de DAP ≤30		Clase de DAP 40-50		Clase de DAP 60		Clase de DAP ≥70	
	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]
5	0,074	0,017	0,338	0,051	0,475	-0,026	0,734	0,162
6	0,118	-0,032	0,461	0,074	0,401	-0,095	0,867	0,291
8	0,077	-0,008	0,447	0,085	0,585	0,200	1,216	-0,387
9	0,079	-0,013	0,422	0,070	0,611	0,218	1,167	-0,305
10	0,085	-0,038	0,309	0,068	0,497	0,083	0,618	-0,160
n	29	29.6%	42	42.9%	12	12.2%	15	15.3%

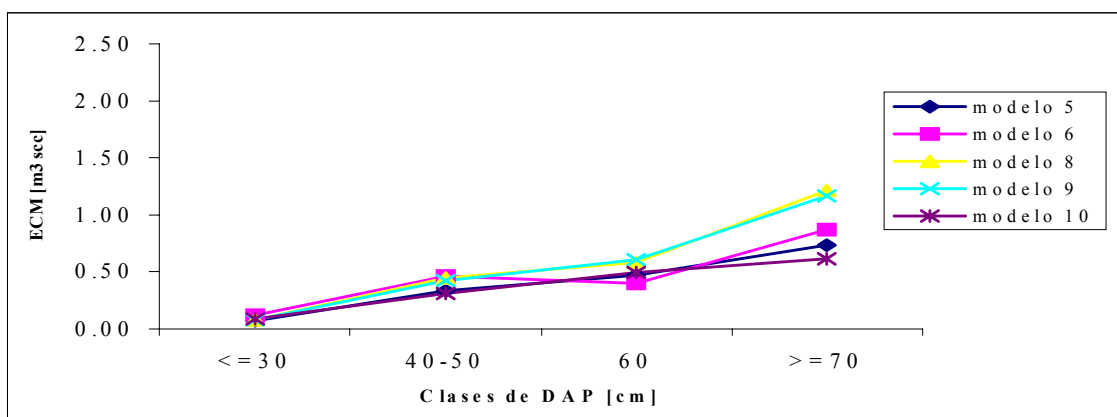


FIGURA 22. Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 1. Al estudiar el sesgo de las ecuaciones (figura 23), casi todos los modelos presentan sesgos variables para todos los rangos, sin embargo para las clases diamétricas superiores a 60, los modelos 8, 9 y 10 sobreestiman el volumen, en cambio los modelos 5 y 6 tienden a subestimar.

Al asignar puntajes a los valores medios y desviaciones estándar de cada modelo (cuadro 20), el modelo 10 presenta la mejor evaluación, comportándose con ECM que presentan la menor variación para todos los rangos estudiados y además el menor error general.

El modelo 5 a pesar de poseer la menor dispersión para los valores de DA y también valores bajos en el ECM, posee mayores valores en las medias de ambos estadísticos que lo hacen ocupar el segundo lugar del ranking.

CUADRO 20. Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Laurel, Lingue y Tepa

Modelo	ECM Media	ECM Sx	P1	P2	P	DA media	DA Sx	P1	P2	P	Puntaje final
5	0.405	0.275	2	2	4	0.051	0.081	4	1	5	9
6	0.462	0.309	3	3	6	0.059	0.170	5	3	8	14
8	0.581	0.474	4	5	9	-0.028	0.254	3	5	8	17
9	0.570	0.455	5	4	9	-0.008	0.220	1	4	5	14
10	0.377	0.233	1	1	2	-0.012	0.113	2	2	4	6

Donde: Sx = desviación estándar

P1 = puntaje asignado al valor de la media del modelo

P2 = puntaje asignado al valor de la desviación estándar del modelo

P = P1+P2

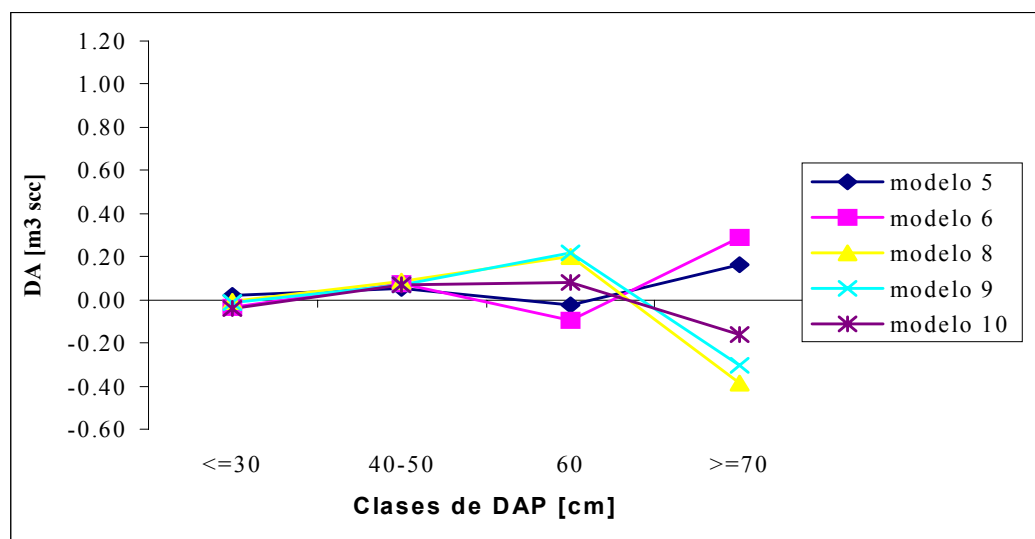


FIGURA 23. Diferencia agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 1

Debido a esto, la mejor ecuación estimadora de volumen para Laurel, Lingue y Tapa es la siguiente:

$$\ln V = -7.821416 + 1.7702 \ln d_6 + 0.602463 \ln h + 0.0000011126 d^2 h$$

Estadígrafos: $R_a^2 = 0.98253$

$$E = 0.14926 [\ln m^3]$$

$$IF = 0.2243 [m^3]$$

4.6.2 Grupo 2 (Ulmo con DAP \leq 60 cm y Olivillo). El modelo 10 presentó el mejor ranking para este grupo (cuadro 21), seguido por los modelos 5 y 8, continuando la tendencia del grupo 1. Sin embargo, en el grupo 2, el valor de la DA, indica que el modelo 5 subestima mayormente los volúmenes.

CUADRO 21. Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 2

Modelo	ECM [%]	DA [%]	Test de Freese	Puntaje Final
10	17.17	-0.078	58.707	6
5	16.36	2.364	41.503	7
8	20.86	1.202	58.691	8
9	21.44	1.319	61.870	12
6	18.78	1.920	88.372	12

El valor tabular de la distribución ji-cuadrada con 149 grados de libertad es de 174,485, por lo que la prueba de Freese, indica que todas las ecuaciones cumplen con la exactitud requerida.

A diferencia con el grupo 1, al efectuar la comparación con el ranking basado en la bondad de ajuste de las ecuaciones (cuadro 15), el modelo 10 desplaza al mejor modelo en la bondad de ajuste (el modelo 8), así como el modelo 5 al modelo 9.

Los niveles de ECM, oscilan entre el 16 al 21%, presentando una menor variación que los modelos del grupo 1, lo cual debe estar dado principalmente por los menores volúmenes de Olivillo, en comparación con los niveles observados para Laurel, Lingue y Tapa.

Con respecto a las estimaciones dentro de los rangos de validación (cuadro 22 y figura 24), se observa un aumento del ECM para las mayores clases diamétricas en todos los modelos. En cuanto la DA presenta un comportamiento más estable, en comparación con el grupo 1, para los

tres primeros rangos de validación, y una notable mayor dispersión para las clases diamétricas mayores a 70 cm.

CUADRO 22. Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 2

Modelo	Clase de DAP ≤30		Clase de DAP 40-50		Clase de DAP 60		Clase de DAP ≥70	
	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]
5	0.062	0.011	0.273	0.034	0.607	0.150	0.534	0.064
6	0.119	-0.046	0.434	0.001	0.431	0.062	0.699	0.403
8	0.072	-0.005	0.336	0.054	0.684	0.188	0.849	-0.278
9	0.082	-0.013	0.329	0.043	0.708	0.200	0.890	-0.211
10	0.085	-0.034	0.300	0.063	0.446	0.030	0.789	-0.242
n	40	26.9%	66	44.3%	27	18.1%	16	10.7%

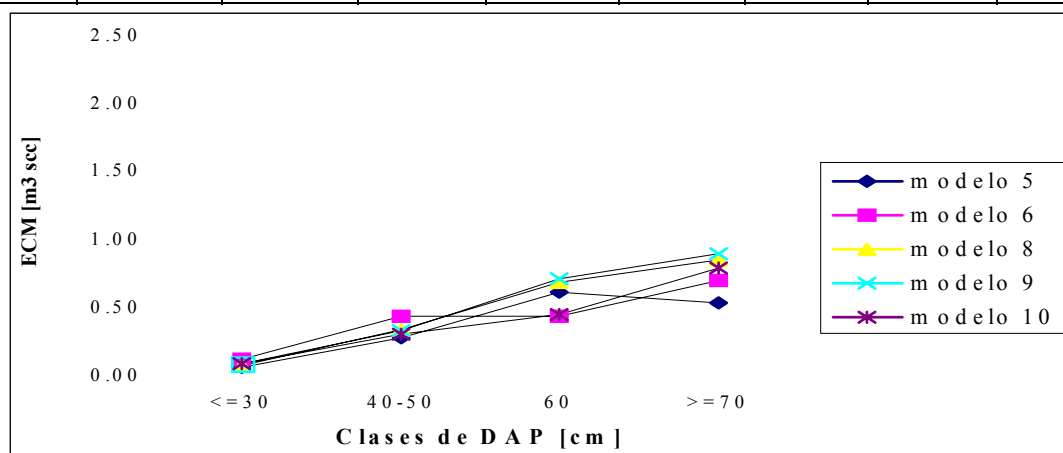


FIGURA 24. Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 2

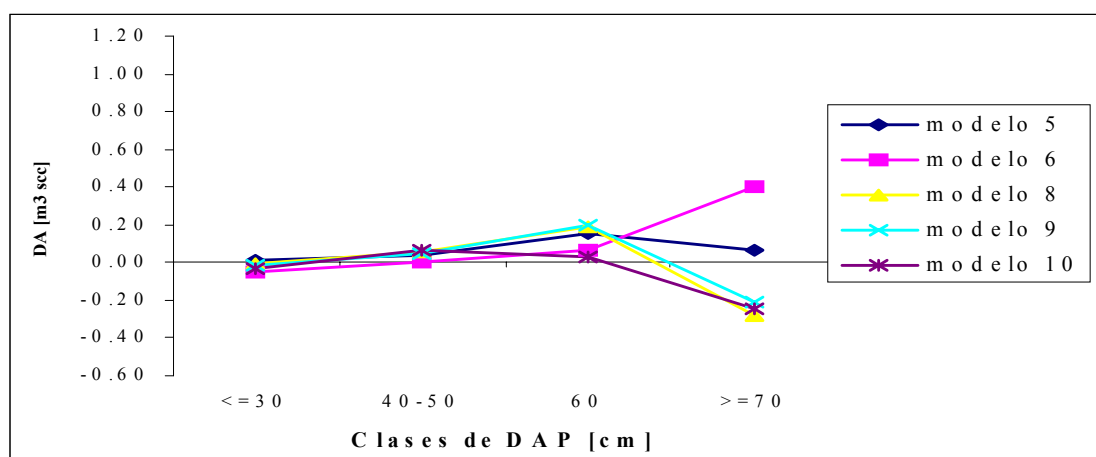


FIGURA 25. Diferencia agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 2

A excepción de los modelos 5 y 6, existe una tendencia a sobreestimar en las mayores clases. Sin embargo la estabilidad del sesgo de los modelos, indica un mejor comportamiento.

En comparación con el grupo 1, tanto el ECM como la DA presenta menor dispersión. El modelo 5, entre tanto, posee el comportamiento más estable de todas las ecuaciones, lo cual es posible de apreciar al observar las figuras 24 y 25, así como también en los valores de la desviación estándar en el cuadro 23.

Este último hecho sitúa en el primer lugar de elección, al modelo 5 como el mejor estimador del volumen total de Ulmo con DAP menor o igual a 60 cm y Olivillo.

CUADRO 23. Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Ulmo con DAP ≤ 60 cm y Olivillo.

Modelo	ECM Media	ECM Sx	P1	P2	P	DA media	DA Sx	P 1	P2	P	Puntaje final
5	0.369	0.250	1	2	3	0.065	0.061	4	1	5	8
6	0.421	0.237	3	1	4	0.105	0.204	5	5	10	14
8	0.485	0.349	4	4	8	-0.010	0.196	2	4	6	14
9	0.502	0.365	5	5	10	0.005	0.170	1	3	4	14
10	0.405	0.296	2	3	5	-0.046	0.137	3	2	5	10

Donde: Sx = desviación estándar

P1 = puntaje asignado al valor de la media del modelo

P2 = puntaje asignado al valor de la desviación estándar del modelo

P = P1+P2

La ecuación correspondiente se indica a continuación:

$$d^2/V = 5261.096868 - 2018.629615 \text{Log}h - 867.475680 \text{Log}d_0 + 0.001910 d^2h$$

$$\text{Estadígrafos: } R_a^2 = 0.69918$$

$$E = 184.25086 \text{ [cm}^2/\text{m}^3\text{]}$$

$$IF = 0.2449 \text{ [m}^3\text{]}$$

4.6.3 Grupo 3 (Roble). Los valores de ECM de los modelos son los mayores registrados con respecto a los dos grupos anteriores, debido principalmente a que la ecuación ajustada para Roble es la que presenta una mayor amplitud diamétrica.

Nuevamente el modelo 10 resultó ser el mejor estimador del volumen, seguido por los modelos 9 y 8, que aunque presenta mayores ECM y DA, presentan los menores valores calculados para el test de Freese.

CUADRO 24. Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 3

Modelo	ECM [%]	DA [%]	Test de Freese	Puntaje Final
10	22.54	0.327	57.985	6
9	24.66	-0.688	43.503	7
8	25.09	-0.946	42.021	8
5	28.32	1.282	37.095	9
6	31.03	6.612	105.461	15

La exactitud requerida para los modelos estimadores del volumen, medida a través del test de Freese, fue cumplida por todas las ecuaciones, ya que el valor de la distribución ji-cuadrada con 107 grados de libertad es de 132,144, valor que se encuentra muy por encima de los valores calculados por el test.

El modelo 10 desde el tercer lugar que ocupaba en el ranking basado en la bondad de ajuste de las ecuaciones (cuadro 16), pasó a encabezar el ranking al evaluar sus niveles predictivos, mientras que el modelo 9 se mantuvo en un segundo lugar.

Al comparar las ecuaciones del grupo 3 con las del anterior, se observan menores sesgos, ya que tan sólo dos de ellas presentan DA mayores al 1% (modelos 5 y 6).

Los ECM totales disminuyen, al hacer el análisis dentro de los rangos de validación, este grupo presenta los mayores niveles de error (cuadros 25 y 26) así como también una mayor dispersión en el comportamiento de la estimación de los volúmenes, aumentando claramente desde el segundo rango de validación (figuras 26 y 27), alcanzando ECM superiores a 1 m³ por árbol en el caso de las mayores clases diamétricas

CUADRO 25. Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 3

Modelo	Clase de DAP ≤30		Clase de DAP 40-50		Clase de DAP 60		Clase de DAP ≥70	
	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]
5	0.073	0.021	0.204	-0.029	1.073	0.012	1.661	0.156
6	0.141	-0.023	0.321	-0.049	0.497	0.193	1.849	0.978
8	0.084	0.004	0.274	0.096	1.253	0.252	1.408	-0.302
9	0.085	-0.001	0.268	0.083	1.270	0.318	1.378	-0.250
10	0.099	-0.016	0.225	0.052	0.882	0.580	1.301	-0.085
n	40	26.9%	66	44.3%	27	18.1%	16	10.7%

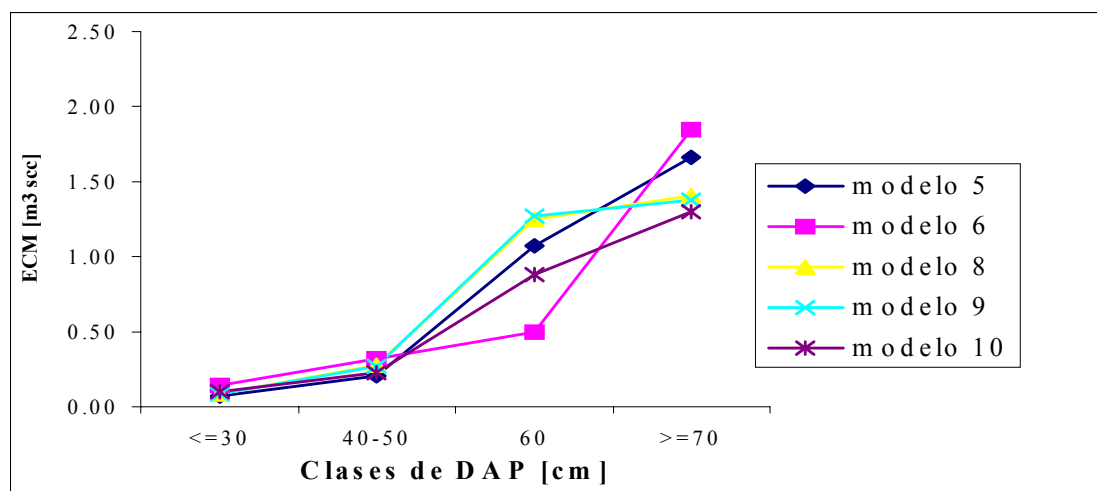


FIGURA 26. Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 3

En general todos los modelos subestiman para las clases diamétricas inferiores a 60, y siguiendo la tendencia de los otros grupos de especies, los modelos 8, 9 y 10 sobreestiman para los DAP superiores. El modelo 5 presenta una mejor estabilidad en términos de la DA (cuadro 26) ya que

tiene el menor valor de la desviación estándar, no obstante el modelo 10 tiene un inferior ECM, que lo ubica en primer lugar, junto con el modelo 9.

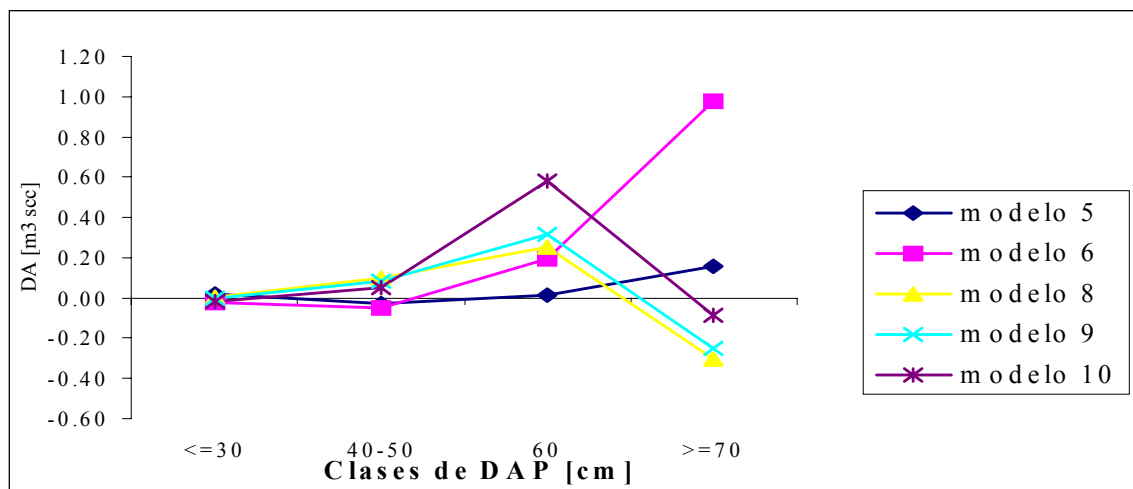


FIGURA 27. Diferencia agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 3

En el cuadro 26, se aprecia el resultado final de la asignación de puntajes, que dan como superiores a los modelos 9 y 10.

CUADRO 26. Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Roble.

Modelo	ECM Media	ECM Sx	P1	P2	P	DA media	DA Sx	P1	P2	P	Puntaje final
5	0.753	0.751	3	4	7	0.040	0.081	3	1	4	11
6	0.702	0.779	2	5	7	0.275	0.481	5	5	10	17
8	0.755	0.672	5	3	8	0.013	0.234	1	3	4	12
9	0.750	0.668	4	2	6	0.038	0.234	2	2	4	10
10	0.627	0.566	1	1	2	0.133	0.303	4	4	8	10

Donde: Sx = desviación estándar

P1 = puntaje asignado al valor de la media del modelo

P2 = puntaje asignado al valor de la desviación estándar del modelo

P = P1+P2

Debido a que existen dos ecuaciones con un mismo puntaje, a continuación se entregan ambas, sin embargo, es recomendable el uso del primer modelo, ya que no requiere de la estimación de un diámetro medido en altura (a 6 m):

$$\ln V = -9.918535 + 0.95733 \ln d^2 h$$

$$\begin{aligned} \text{Estadígrafos: } R_a^2 &= 0.98538 \\ E &= 0.16168 [\ln m^3] \\ IF &= 0.1928 [m^3] \end{aligned}$$

$$\ln V = -7.820537 + 1.806294 \ln d_0 + 0.545476 \ln h + 0.000001 d^2 h$$

$$\begin{aligned} \text{Estadígrafos: } R_a^2 &= 0.98216 \\ E &= 0.17859 [\ln m^3] \\ IF &= 0.2130 [m^3] \end{aligned}$$

4.6.4 Grupo 4 (Ulmo con DAP > 60 cm y Tineo). Siguiendo la tendencia de los grupos anteriores el modelo 10 fue elegido como el mejor (cuadro 27).

El test de Freese, resultó no significativo por lo cual, al igual que en los grupos anteriores, todos los modelos presentan niveles de exactitud aceptables, ya que la distribución ji-cuadrada con 30 grados de libertad, entrega un valor de 43,773.

CUADRO 27. Estadísticos de validación y ranking de ecuaciones para el grupo 4

Modelo	ECM [%]	DA [%]	Test de Freese	Puntaje Final
10	17.55	0.902	9.972	5
5	17.21	2.347	8.962	7
6	20.70	1.516	16.479	10
9	24.05	1.144	18.503	11
8	22.97	1.289	19.579	12

El ranking diseñado en la etapa de bondad de ajuste (cuadro 17), coincide con el ranking de las capacidades predictivas, ya que en ambos, el primer modelo seleccionado es el 10 y los modelos 5 y 6 intercambian sus posiciones.

A pesar de que los árboles de este grupo son los de mayor volumen, los valores de la DA, no son los mayores, lo que indica que no existe un sesgo sistemático en las ecuaciones. El modelo 5 estaría subestimando el volumen total.

Los ECM dentro de las clases diamétricas superiores (cuadro 28), a pesar de ser los mayores de todos los grupos de especies analizados, presentan poca variación (cuadro 29 y figura 28), sin embargo los modelos 6, 8 y 9 tienen ECM mayores a $2 \text{ m}^3/\text{árbol}$, lo que resulta ser bastante alto. Los mayores niveles de error encontrados en el último rango de validación, se debe principalmente a la gran dispersión de los individuos de Tineo y Ulmo (figuras 20 y 21 respectivamente), que son posibles de encontrar en el bosque adulto de Rucamanque, así como también a los grandes volúmenes totales de estos individuos.

CUADRO 28. Estadísticos de validación por rangos de clases diamétricas para el grupo 4

Modelo	Clase de DAP 60		Clase de DAP >=70	
	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]	ECM [m ³ scc]	DA [m ³ scc]
5	0.427	0.116	1.665	0.227
6	0.470	-0.370	2.004	0.236
8	0.696	-0.379	2.215	0.213
9	0.688	-0.402	2.321	0.202
10	0.495	-0.250	1.695	0.146
n	5	16.7%	25	83.3%

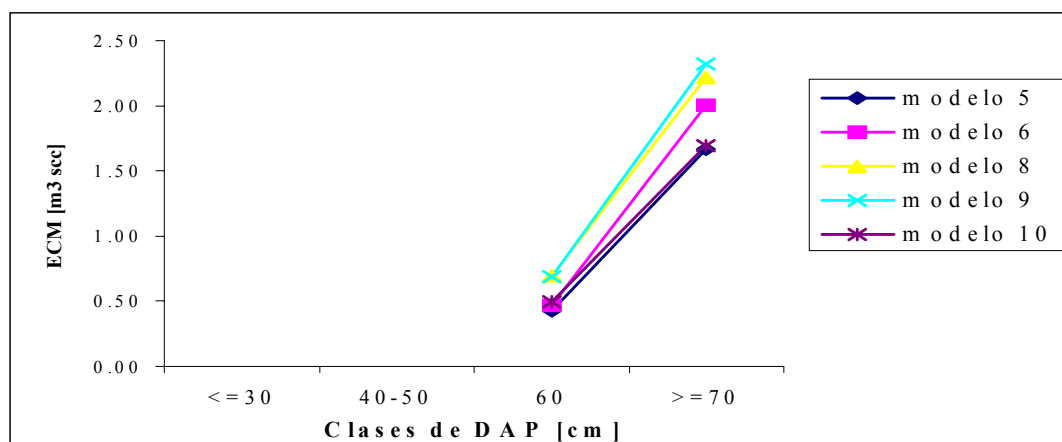


FIGURA 28. Error Cuadrático Medio por rangos de clases diamétricas para el grupo 4

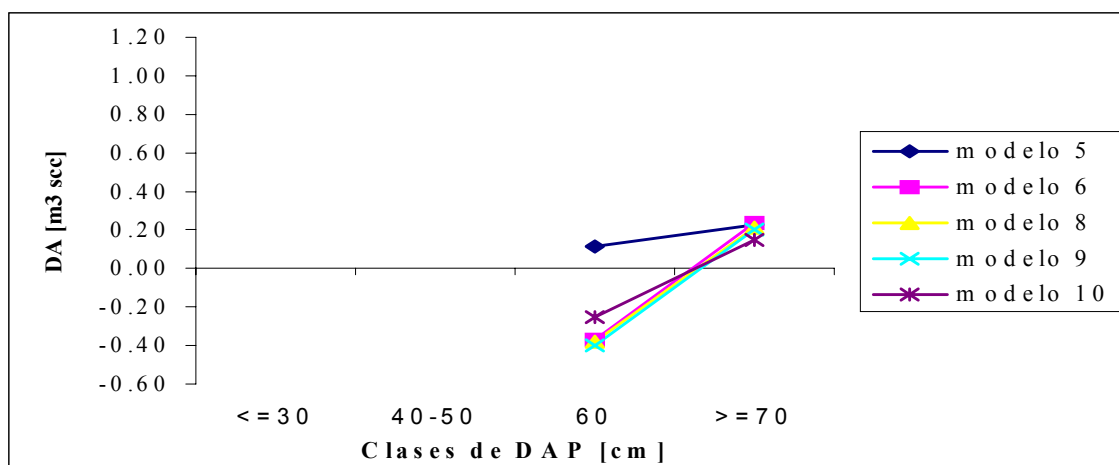


FIGURA 29. Diferencia agregada por rangos de clases diamétricas para el grupo 4

Para la clase 60, en general las ecuaciones presentan buenas estimaciones, incluso mejores que para algunos modelos de los restantes grupos de especies.

El análisis de los estadísticos de validación dentro de los rangos, destaca como el mejor estimador al modelo 10.

CUADRO 29. Elección de ecuación de volumen según puntajes asignados a los estadísticos de validación para Ulmo con DAP > a 60 cm y Tineo.

Modelo	ECM Media	ECM Sx	P1	P2	P	DA Media	DA Sx	P1	P2	P	Puntaje final
5	1.046	0.875	1	2	3	0.172	0.078	5	1	6	9
6	1.237	1.085	3	4	7	-0.067	0.428	2	5	7	14
8	1.456	1.074	4	3	7	-0.083	0.419	3	3	6	13
9	1.504	1.155	5	5	10	-0.100	0.427	4	4	8	18
10	1.095	0.848	2	1	3	-0.052	0.281	1	2	3	6

Donde: Sx = desviación estándar

P1 = puntaje asignado al valor de la media del modelo

P2 = puntaje asignado al valor de la desviación estándar del modelo

P = P1+P2

La ecuación correspondiente se señala a continuación:

$$\ln V = -7.671853 + 1.791941 \ln d_6 + 0.595026 \ln h + 0.000000182 d^2 h$$

$$\text{Estadígrafos: } R_a^2 = 0.9179$$

$$E = 0.15782 [\ln m^3]$$

$$IF = 1.2159 [m^3]$$

En resumen, el modelo 10 presenta los mejores comportamientos en las capacidades predictivas de todos los grupos, salvo en el 2 donde es superado por el modelo 5.

Es importante señalar que en caso de utilizar estas ecuaciones en otros bosques o en definitiva cualquier ecuación estimadora de algún parámetro de interés forestal, es necesario primero realizar un estricto proceso de validación de éstas, el cual se puede resumir en los siguientes puntos:

1. Comparación general de las variables de estado de rodal (número de árboles por hectárea, área basal, altura dominante y composición de especies) con respecto a los de Rucamanque

2. Análisis de los rangos de ajuste de las ecuaciones, en términos de DAP y altura total
3. Prueba de validación de las ecuaciones en árboles individuales, a los cuales se les determine el volumen real, ya sea mediante volteo o cubicación en pie, y a través de estadísticos de exactitud y de sesgo (ECM, DA y test de Freese) cuantificar el nivel de error que poseen dichas ecuaciones.

Otro aspecto muy importante en la estimación de existencias a través de funciones de volumen es que normalmente dichas ecuaciones poseen variables independientes que requieren el conocimiento de la altura total de los árboles. Sin embargo, la altura en la mayoría de los inventarios forestales, solamente es medida a una porción de los árboles que se encuentran dentro de las unidades muestrales, con la cual se ajustan funciones de regresión que estiman la variable a los individuos restantes, vale decir, el volumen final estimado, además del error propio de la función de volumen, posee un error por la ecuación estimadora de la altura.

Es por esto que resulta vital un adecuado ajuste, para la estimación de altura en los procesos normales de inventarios de bosques nativos, por lo que es recomendable realizar el ajuste sólo con árboles que provengan de los mismos rodales (unidades forestales relativamente homogéneas), ya que el empleo de datos de distintos rodales, puede estar influenciado por la calidad del sitio.

Mayor cuidado debe tenerse en el ajuste de funciones que estimen la altura de especies tolerantes y semitolerantes como Olivillo, Laurel, Tapa, Lingue y Ulmo, ya que éstas, debido a que pueden desarrollarse bajo distintas condiciones de luminosidad, presentan relaciones entre el diámetro y altura muy distintas, en comparación con especies intolerantes como las del género *Nothofagus*.

En el anexo 8, se entrega un completo set de relaciones dendrométricas por especie, como funciones estimadoras de la altura total, del diámetro a una altura de 6 m, y del diámetro comienzo de copa.

En el cuadro 30, se indican las ecuaciones de volumen recomendadas para su uso en el bosque de Rucamanque según la especie de interés.

CUADRO 30. Ecuaciones de volumen total de las especies de Rucamanque.

Especie	Ecuación	Rango de Ajuste	R²_a	Error	IF	ECM [%]	DA [%]
Laurel, Lingue y Tepa (n=98)	$LnV = b_0 + b_1 Lnd_6 + b_2 Lnh + b_3 d^2 h$ <i>Coeficientes del modelo;</i> $b_0 = -7.821416$ $b_1 = 1.7702$ $b_2 = 0.602463$ $b_3 = 0.0000011126$	En DAP: 14 – 100 cm media=46.3 En HTOT: 10 – 46.5 m media=26.2	0.98253	0.14926 [Ln m ³]	0.2243 [m ³]	14.65	0.148
Ulmo con DAP <=60 y Olivillo (n=149)	$d^2/V = b_0 + b_1 Logh + b_2 Logd_6 + b_3 d^2 h$ <i>Coeficientes del modelo;</i> $b_0 = 5261.096868$ $b_1 = -2018.629615$ $b_2 = -867.4756800$ $b_3 = 0.001910$	En DAP: 13 – 86 cm media=45.9 En HTOT: 10.8 – 48 m media=26.3	0.69918	184.25086 [cm ² /m ³]	0.2449 [m ³]	16.36	-2.364
Roble (n=107)	$LnV = b_0 + b_1 Lnd^2 h$ <i>Coeficientes del modelo;</i> $b_0 = -9.918535$ $b_1 = 0.95733$	En DAP: 11.5 – 121 cm media=44.7 En HTOT: 9 – 53.5 m media=27.1	0.98538	0.16168 [Ln m ³]	0.1928 [m ³]	24.66	-0.688
Ulmo con DAP > a 60 cm y Tineo (n=30)	$LnV = b_0 + b_1 Lnd_6 + b_2 Lnh + b_3 d^2 h$ <i>Coeficientes del modelo;</i> $b_0 = -7.671853$ $b_1 = 1.79194$ $b_2 = 0.595026$ $b_3 = 0.000000182$	En DAP: 63 – 176 cm media=91.5 En HTOT: 25 – 52.5 m media=34.4	0.9179	0.15782 [Ln m ³]	1.2159 [m ³]	17.55	0.902

4.7 Ecuaciones de volumen fustal.

El ajuste del modelo de la expresión [30] para cada una de las especies en estudio, presentó excelentes bondades de ajuste para cada una de ellas (cuadro 31).

CUADRO 31. Ecuaciones de volumen fustal de las especies de Rucamanque.

Especie	Ecuación	R²_a	Error [m ³]	v-p	n
Laurel	$VF = 0.112870 + 0.835618 VTOT$	0.98547	0.2741	0.0000	25
Lingue	$VF = 0.064315 + 0.804867 VTOT$	0.99174	0.15868	0.0000	29
Olivillo	$VF = 0.093297 + 0.803372 VTOT$	0.97711	0.19554	0.0000	149
Roble	$VF = 0.027616 + 0.851048 VTOT$	0.99532	0.22730	0.0000	107
Tepa	$VF = 0.013125 + 0.859115 VTOT$	0.9816	0.18296	0.0000	44
Tineo	$VF = 0.931336 + 0.667006 VTOT$	0.90103	0.91787	0.0000	13
Ulmo	$VF = 0.494313 + 0.688345 VTOT$	0.93034	1.04549	0.0000	25

Todas las ecuaciones, a excepción de Tineo y Ulmo, presentan errores menores a 0.3 m³ por árbol, lo cual indicaría una buena estimación de dichas ecuaciones.

Los errores de estimación (de 1 m³) para Tineo y Ulmo, se debe a la gran variabilidad de formas y dimensiones de éstas especie, lo cual es posible de apreciar en las figuras 20 y 21.

Al observar las pendientes de las ecuaciones ajustadas, tanto Roble como Tepa, presentan los mayor valores, sin embargo la constante de la ecuación de Roble y su notable mayor nivel volumétrico posible de observar en el bosque relicto de Rucamanque, destacan a ésta última especie, como aquella con el mayor potencial maderero aserrable, pues los grandes individuos presentes en el bosque adulto como también los que actualmente se desarrollan en el renovel, presentan una excelente poda natural ejercido por la presencia del sotobosque compuesto por *Chusquea quila* (Quila) y especies tolerantes.

Además, Roble es la especie que presenta la mayor correlación entre volumen fustal y volumen total. En cambio, Tineo y Ulmo, poseen las menores correlaciones observadas de las especies investigadas, lo que demuestra la alta heterogeneidad de sus formas, alturas de comienzo de copa y diámetro al comienzo de la copa.

A través de estas ecuaciones es posible conocer con mayor precisión la potencialidad silvícola de las especies que conforman el bosque de Rucamanque, sin embargo, para conocer los niveles de existencia netas, vale decir descontando defectos y corteza, es necesario recurrir al volteo de árboles y realizar un estudio de dichos defectos, en donde se determinen coeficientes o factores de reducción del volumen bruto (ya sea fustal o total) a volumen neto de acuerdo a la sanidad y forma de los árboles.

5 CONCLUSIONES

Es posible establecer ecuaciones que permitan estimar el volumen individual de especies nativas mediante métodos no destructivos a un satisfactorio nivel de exactitud requerida.

La utilización del relascopio de espejos, en la obtención de las mediciones necesarias para cubicar los árboles, permitió estimar con un alto poder de significancia el volumen real de los árboles.

El algoritmo diseñado en el programa ANACOV (análisis de covarianza) en conjunto con el conocimiento de la estructura y dinámica de las especies que participan dentro de cualquier bosque permite realizar una adecuada asignación de grupos homogéneos de especies forestales, a los cuales se puede ajustar además de modelos de volumen, cualquier variable de interés.

Para efectuar el análisis de covarianza es necesario realizar las comparaciones funcionales a través de un modelo común que presente una bondad de ajuste adecuada para todas las especies en estudio.

Se corroboró que el índice de Furnival es una excelente medida para comparar los errores de estimación de ecuaciones que posean distintas variables dependientes, ya que todos los modelos seleccionados mediante este índice en conjunto con el coeficiente de determinación ajustado, cumplieron la exactitud evaluada en la etapa de validación mediante el test de Freese.

Las funciones que empleaban como variable dependiente directamente al volumen total de los árboles, no superaron los supuestos de normalidad de los residuos ni tampoco la homogeneidad de la varianza. Estas funciones no son recomendables para usarlas en bosques nativos de gran dispersión diamétrica, en cambio, tienen un buen comportamiento en renovales con diámetro medio del rodal menor a 30 cm.

La etapa de violación de supuestos estadísticos (normalidad, homocedasticidad, autocorrelación, multicolinealidad y significancia de los coeficientes) fue superada en todos los grupos por los modelos 5, 6, 8, 9 y 10.

Los cinco mejores modelos desde un punto de vista de bondad de ajuste fueron en todos los grupos analizados, los modelos 5, 6, 8, 9 y 10, donde 8 y 10 encabezan las mejores posiciones en dichos grupos.

Al evaluar las capacidades predictivas de las ecuaciones ajustadas, el mejor modelo para cada uno de los grupos fue el 10, sin embargo, al analizar el comportamiento de los modelos separando los datos de cada grupo en cuatro rangos de clases diamétricas, en algunos grupos este modelo fue superado por otro.

El análisis de las predicciones de las ecuaciones dentro de rangos de clase diamétrica a la cual pertenecen los árboles, permitió conocer el comportamiento de los distintos modelos, y de ésta manera elegir la mejor ecuación estimadora del volumen.

A medida que aumenta el DAP de los árboles todas las ecuaciones poseen mayores errores. Sin embargo, estos errores que oscilan entre un 14 al 24%, a pesar de ser altos al compararlos con estudios realizados en bosques homogéneos (ya sean plantaciones o renovales), sólo superan 1 m^3 para árboles de grandes dimensiones, con más de 10 m^3 en volumen total, lo que estaría indicando el buen comportamiento estimador de las ecuaciones ajustadas en la presente investigación.

7 LITERATURA CITADA

- AKCA, A. y KRAMER, H.** 1980. Leifanden für Dendrometrie und Bestandesinventur. Verlag Frankfurt am Main. Berlin, Deutschland. 35-44 p.
- AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M. y THEMIDO, I.** 1997. Modeling Dominant Height Growth: *Eucalyptus* Plantations in Portugal. *Forest Science (USA)* 44(1):37-46.
- BARROS, S. y ROJAS, P.** 1989. Crecimiento y Rendimiento. En: *Eucalyptus, Principios de Silvicultura y Manejo*. Editado por J.A. Prado y S. Barros. Instituto Forestal, División Silvicultura. Santiago, Chile. 101-145 p.
- BITTERLICH, W.** 1958. Das Neu Relaskop. *Allgemeine Forstzeitung (Austria)* 69(23/24):295-299.
- BÜRGMANN, H.** 1998. Soil Quality Changes under *Pinus radiata* Plantations in the IXth Region of Chile; applicability of soil microbial activity and nutrient analysis for the evaluation of sustainability. Diplomarbeit, Universität Bayreuth. Bayreuth, Alemania. 128 p.
- CANAVOS, G.** 1988. Probabilidad y Estadística; Aplicaciones y Métodos. Trad. por E. Urbina. Editorial McGraw-Hill. Primera Edición. México D.F., México. 651 p.
- CANO, M.** 1984. Proyección de la Tabla de Rodal en Modelos de Crecimiento en *Pinus radiata* (D.Don). Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 81 p.
- CAO, Q.; BURKHART, H. y MAX, T.** 1980. Evaluation of Two Methods for Cubic-Volumen Prediction of Loblolly Pine to Any Merchantable Limit. *Forest Science (USA)* 26(1):71-80.

- CARRASCO, J.** 1986. Estudio Comparativo de dos Métodos para Evaluar la Calidad a árboles en pie y para representar la Forma del Fuste en el Bosque Siempreverde valdiviano. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 117 p.
- CARRILLO, J; CISTERNA, P; MOYA, G. y SALAS, P.** 1994. Estudio Dendrométrico para un Renoval de Roble (*Nothofagus obliqua* Mirb. Oerst); Sector Colonia Mendoza, Comuna de Vilcún, IX Región. Seminario de Titulación Técnico Universitario Forestal. Universidad Católica de Temuco. Temuco, Chile. 88 p.
- CASTILLO, F.** 1992. Caracterización, Estudio Dendrológico y proposición de Intervenciones Silvícolas para Renovales de Roble (*Nothofagus obliqua* (Mirb) Oerst), Cordillera de la Costa, IX Región. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 74 p.
- CLASING, A.** 1969. El uso de la Fotografía y el Relascopio como procedimiento para cubicar árboles en pie. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 39 p.
- CORVALÁN, P.** 1987. Estratificación de Tablas de Volumen para Lengua (*Nothofagus pumilio* (Poepp. et Endl.) Krasser) según Estructura y Fase de Desarrollo del Bosque. Skyring, Provincia de Magallanes. Ciencias Forestales (Chile) 5(1):3-20.
- COX, F.** 1985. Validación de un Modelo Fustal para Pino Radiata. En: Simposio sobre Investigación de *Pinus radiata* en Chile. Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Austral de Chile. Tomo II, pp. 119-133. Valdivia, Chile.
- CUBILLOS, V.** 1988a. Funciones de Volumen y Factor de Forma para Renovales de Raulí. Ciencia e Investigación Forestal (Chile) 2(3):103-113.

- CUBILLOS, V.** 1988b. Funciones de Volumen y Factor de Forma para Renovales de Coigüe. *Ciencia e Investigación Forestal (Chile)* 2(4):63-68.
- CUNIA, T.** 1964. Weighted Least Squares Method and Construction of Volume Tables. *Forest Science (USA)* 10(2):180-191.
- DONOSO, C.** 1981. Tipos Forestales de los Bosques Nativos de Chile. Investigación y Desarrollo Forestal (CONAF/PNUD/FAO) Documento de Trabajo N°38. (Publicación FAO Chile). Santiago, Chile. 82 p.
- DONOSO, C.; GERDING, V.; OLIVARES, B.; REAL, P.; SANDOVAL, V.; SCHLATTER, R. y SCHLEGEL, F.** 1984. Antecedentes para el Manejo del Bosque Nativo de Forestal Arauco (Sector Cordillera de Nahuelbuta). Informe de Convenio N°74. Proyecto Forestal Arauco - Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 183 p.
- ECHENIQUE, S.** 1996. Manual de Funciones de Volumen para Especies Nativas Chilenas. Informe de Avance Proyecto Manejo Sustentable del Bosque Nativo (CONAF/GTZ). 5 p. y anexos.
- F.A.O.** 1974. Manual de Inventario Forestal, con especial referencia a los Bosques Mixtos Tropicales. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación. Roma, Italia. 195 p.
- FERREIRA, O.** 1973. Recopilación de Tablas de Volumen para especies nativas chilenas. Informe Técnico N° 43. Instituto Forestal. Santiago, Chile. 56 p.
- FNC-ONF.** 1999. Recopilación de Funciones de Volumen. Forestal Neltume-Carranco y Office National des Forets. Documento de circulación restringida. 7 p.

- FORESTAL TRILLIUM.** 1997. Estudio de Impacto Ambiental Proyecto Forestal Río Condor. Forestal Trillium Limitada. Volumen I. Capítulo 2.
- FRANK, D.** 1998. Umweltauswirkungen des Landnutzungswandels in der IX. Region Chiles; Untersuchung von Waldökosystemen und forstlichen Monokulturen am Beispiel der Umgebung Temucos. Mensch & Buch Verlag. Berlin, Alemania. 222 p.
- FREESE, F.** 1960. Testing Accuracy. *Forest Science (USA)* 6(2):139-165.
- FREESE, F.** 1970. Métodos Estadísticos Elementales para Técnicos Forestales. Servicio Forestal. Depto. de Agricultura de los EE.UU. Manual de Agricultura Núm.317. Centro Regional de Ayuda Técnica. Agencia para el Desarrollo Internacional (AID). México/ Buenos Aires México. 95 p.
- FUENZALIDA, S.** 1975. Tabla Local de Volumen para Lengua *Nothofagus pumilio*, Skyring - Magallanes. Informe Técnico N° 49. Instituto Forestal. Santiago, Chile. 21 p.
- FURNIVAL, G.** 1961. An Index for Comparing Equations Used In Constructing Volume Tables. *Forest Science (USA)* 7(4): 337-341.
- GAJARDO, R.** 1995. La Vegetación Natural de Chile; Clasificación y Distribución Geográfica. Editorial Universitaria. Segunda Edición. Santiago, Chile. 165 p.
- GERRARD, D.** 1966. The Construction of Estandar tree Volume Tables by Weighted Regression. Univ. of Toronto, Tech. Report (Canada) N°6.
- GEZAN, S.** 1999. Ajuste de Funciones de Volumen individual de *Pinus radiata* D.Don bajo Heterogeneidad de Varianzas. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad de Chile. Santiago, Chile. 68 p.

- GROSSE, H.** 1988. Funciones de Volumen y Factor de Forma para *Pseudotsuga menziessi* (Pino Oregon). Ciencia e Investigación Forestal (Chile) 2(5):65-70.
- GROSSE, H.** 1989. Renovales de Raulí, Roble, Coigüe y Tepa. Expectativas de Rendimiento. Ciencia e Investigación Forestal. (Chile) 3(2):37-72.
- GROSSE, H. y QUIROZ, I.** 1999. Silvicultura de los Bosques de Segundo Crecimiento de Roble, Raulí y Coigüe en la región Centro-Sur de Chile. En: Silvicultura de los Bosques Nativos de Chile. Editado por C.Donosó y A.Lara. Editorial Universitaria. Santiago, Chile. 95-128 p.
- HERNÁNDEZ, M.** 1998. Impacto del Sistema Camino – Curso de Agua sobre la producción y el Medioambiente en Caminos Forestales. En: Actas de las XI Jornadas Forestales de Estudiantes de Pregrado. Universidad de Talca, Facultad de Ciencias Forestales. Talca, Chile. 24-26 p.
- HIGUERA, C.** 1994. Funciones de Volumen y Ahusamiento para Roble y Hualo. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 93 p.
- HONER, T.** 1965. A New Total Cubic Foot Volume Function. The Forestry Chronicle (Canada) 41(4):475-493.
- HUSCH, B.; MILLER, C. y BEERS, T.** 1972. Forest Mensuration. The Ronald Press Company. Segunda Edición. New York, USA. 409 p.
- INFORA.** 1996. Ajuste y prueba de Modelos Fustales y de Volumen para Pino Oregon y Pino Ponderosa en la Provincia de Coyhaique. INFORA Estudios - Instituto Forestal. 13 p.

- KAWAS, N.** 1978. Estimación de Volumen Cúbico por árbol con base Muestral Restringida, para especies forestales nativas. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad de Chile. Santiago, Chile. 98 p.
- KURTH, H. y FISCHER, O.** 1965. Die Genauigkeit des Spiegelrelaskops bei der Ermittlung der Schaftholzformhöhe, der Scheitelhöhe und der Durchmesser in verschiedenen Höhen am Schaft. Archiv für Forstwesen (Alemania) 14(11/12):1185-1199.
- LITTLE, T. y HILLS, F.** 1978. Métodos Estadísticos para la Investigación en la Agricultura. . Trad. por A. De Paula. Editorial Trillas S.A. Primera Reimpresión. México D.F., México. 270 p.
- LOEWE, V.; TORAL, M.; FERNANDEZ, M.; PINEDA, G. y LOPEZ, C.** 1996. Monografía de Álamo (*Populus spp.*). Potencialidad de Especies y Sitios para una Diversificación Silvícola Nacional. Instituto Forestal. Santiago, Chile. 111 p.
- MADDALA, G.** 1996. Introducción a la Econometría. Trad. por J. Jolly. Prentice-Hall Hispanoamericana, S.A. Segunda Edición. México D.F., México. 715 p.
- MARTIN, L.** 1993. Construcción de Modelos de Volumen de Razón. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 58 p.
- MERINO, R.** 1979. Determinación de Índice de Sitio y Variables de Producción para Bosques de Lengua en Magallanes. Ciencias Forestales (Chile) 1(3):47-56.
- MUSANTE, H.** 1995. Estudio de Rendimiento en Faena de Tala Rasa Mecanizada. Forestal Mininco S.A. Superintendencia de Producción. Departamento de Planificación. Temuco, Chile. 41 p.

- NAVARRO, R.** 1995. Ecuaciones de Volumen con Diámetros en Altura. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 29 p.
- NÚÑEZ, P.; REAL, P.; GREZ, R.; SANDOVAL, V. y KRAUSE, K.** 1992. Proyecto Diagnóstico y Caracterización del estado actual y proposiciones de metodologías para evaluar el Bosque Nativo de la Empresa Soc. Forestal Millalemu S.A. (Etapa II: Proposiciones y Evaluaciones de Intervenciones Silvícolas). Universidad Austral de Chile, Facultad de Ciencias Forestales. Informe de Convenio N° 207. Valdivia, Chile. 150 p.
- OSTLE, B.** 1973. Estadística Aplicada; Técnicas de la Estadística Moderna, Cuando y Donde aplicarlas. Trad. por D. De La Serna. Editorial Limusa - Wiley S.A. Tercera Reimpresión. México D.F., México. 629 p.
- PAREDES, M.** 1982. Proyección de Raleos en Renovales de Raulí (*Nothofagus alpina* Poepp. Et Endl.), según diversos criterios de intervención. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 78 p.
- PETERS, R.** 1974. Prueba y Corrección de las Tablas de Volumen para Pino Radiata (*Pinus radiata* D.Don). Informe Técnico N° 55. Instituto Forestal. Santiago, Chile. 40 p.
- PINILLA, J.** 1999. Descripción y Antecedentes básicos sobre *Acacia dealbata*, *Acacia melanoxylon* y *Acacia mearnsii*, Revisión Bibliográfica. Instituto Forestal. Subgerencia de Tecnologías Silvícolas. Concepción, Chile. (Resumen) 4 p.
- PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F. y REAL, P.** 1997. Mensura Forestal. Serie Investigación y Educación de Desarrollo Sostenible. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA)/BMZ/GTZ. San José, Costa Rica. 561 p.

- PUENTE, M.; DONOSO, C.; PEÑALOZA, R. y MORALES, E.** 1979. Estudio de Raleo y otras Técnicas para el Manejo de Renovales de Raulí (*Nothofagus alpina*) y Roble (*Nothofagus obliqua*). Etapa I: Identificación y caracterización de Renovales de Raulí y Roble. Informe de Convenio N° 5. Proyecto CONAF/ PNUD/ FAO-CHI/ 76/ 003. Santiago, Chile. 88 p.
- PUENTE, M.; PEÑALOZA, R.; DONOSO, C.; PAREDES, R.; NÚÑEZ, P., MORALES, R. y ENGDAHL, O.** 1981. Estudio de Raleo y otras Técnicas para el Manejo de Renovales de Raulí y Roble. Instalación de Ensayos de Raleo. Documento de Trabajo N° 41. Proyecto CONAF/ PNUD/ FAO-CHI/ 76/ 003. Santiago, Chile. 74 p.
- QUIRÓZ, I.** 1990. Funciones de Volumen, Modelos de Crecimiento y Factor de Forma para *Drimys winteri* Forst. Ciencia e Investigación Forestal (Chile) 4(2):228-236.
- RAMÍREZ, C.; HAUENSTEIN, E.; SAN MARTÍN, J. y CONTRERAS, D.** 1989a. Study of the Flora of Rucamanque, Cautín Province, Chile. Ann. Missouri Bot. Gard. (USA), 76(2):444–453.
- RAMÍREZ, C.; SAN MARTÍN, J.; HAUENSTEIN, E. y CONTRERAS, D.** 1989b. Estudio Fitosociológico de la Vegetación de Rucamanque, (Cautín, Chile). Stvdia Botánica (Chile) 8:91–115.
- RIVERA, J.; CHEUL, M.; LAUSEN, J. y BECERRA, B.** 1974. Estudio Comparativo entre el Spiegel Relaskop y otros Instrumentos en la medición de Altura y Diámetro. Memoria de Titulación Técnico Forestal. Universidad de Concepción. Los Angeles, Chile. 41 p.
- SALAS, C.** 1999. El Relicto Rucamanque. Documento sin publicar. Departamento de Ciencias Forestales. Universidad de La Frontera. Temuco, Chile. 20 p.

- SANTELICES, R.** 1989. Funciones de Volumen, Factor de Forma y Modelos de Crecimiento Diametral para Rodales de Lingue y Mañío. *Ciencia e Investigación Forestal (Chile)* 2(7):1-19.
- SNEDECOR, G. y COCHRAN, W.** 1981. *Métodos Estadísticos*. Trad. por J. Reinoso. Compañía Editorial Continental S.A. Octava impresión. México D.F., México. 703 p.
- TRINCADO, G.** 1994. Construcción de Modelos de Crecimiento Diametral independientes de la distancia para *Nothofagus oblicua* ((Mirb.) Oerst) y *Nothofagus glauca* ((Phil.) Krasser). Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 58 p.
- VALDÉS, S.; VARGAS, V. y RIVERA, J.** 1976. *Dendrometría para Técnicos Forestales*. Universidad de Concepción. Carrera de Técnicos Forestales. Los Angeles, Chile. 238 p.
- VALDÉS, S.; VARGAS, V. y RIVERA, J.** 1978. Estudio comparativo entre Mediciones Convencionales y uso del Relascopio de Espejos en la Construcción de una Tabla de Volumen Local. Boletín Técnico N° 2, Centro de Ciencias Forestales, Universidad de Concepción. Chillán, Chile. 11p.
- VALLEJOS, J.** 1976. Estimación de Parámetros Lineales en Funciones de Volumen Cubico. Análisis Comparativo. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia, Chile. 129 p.
- VALLEJOS, J.** 1979. Un Método para Evaluar la Exactitud de la Función de Volumen. Informe Técnico N° 75. Instituto Forestal. Santiago, Chile. 23 p.
- VAN LAAR, A. y AKCA, A.** 1997. *Forest Mensuration*. Cuvillier Verlag. Göttingen, Deutschland. 418 p.

- VARGAS, F.** 1998. Reducción de Clases Diamétricas en la construcción de Funciones de Volumen en *Nothofagus obliqua* (Mirbel), en la VII Región. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad de Talca. Talca, Chile. 61 p.
- VISAUTA, B.** 1997. Análisis Estadístico con SPSS para Windows, Estadística Básica. Editorial McGraw-Hill. Madrid, España. 304 p.
- WADSWORTH, R.** 1976. Aspectos Ecológicos y Crecimiento del Raulí y sus asociados en Bosques de Segundo Crecimiento de las provincias de Malleco, Bío-Bío y Cautín de Chile. Boletín Técnico N° 37, Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Forestales. Santiago, Chile. 47 p.
- WEEHUIZEN, M.; PUGMIRE, R. y HODGSON, R.** 1997. The Development of a Digital Image Scanner and Image Processing System for the Measurement of Growing Plantation Trees. Massey University. Massey, Nueva Zelandia. 5 p.
- ZENTENO, A.** 1999. Evaluación de Funciones de Estimación de Volumen y Ahusamiento aplicadas a un rodal de Pino Oregón (*Pseudotsuga menziessi* (Mirb.) Franco) en la Provincia de Malleco, IX Región. Tesis Ingeniero Forestal. Universidad de La Frontera. Temuco, Chile. 90 p.
- ZÖHRER, F.** 1980. Forstinventur. Ein Leitfaden für Studium und Praxis. Pareys Studentexte 26. Verlag Paul Parey. Hamburg und Berlin, Deutschland. 207 p.

6 RESUMEN

Se ajustaron ecuaciones estimadoras del volumen total de árboles individuales para las especies nativas del bosque relicto del predio Rucamanque (IX Región, Chile) mediante un método no destructivo que consistió en el empleo del relascopio de espejos para obtener los datos básicos.

En una primera etapa se confrontaron los volúmenes reales hasta una altura de 6 m en el fuste, determinados a una submuestra con la utilización de una escalera, versus los volúmenes obtenidos mediante el empleo de una forcípula finlandesa y el relascopio de espejos. Producto de esta comparación se obtuvo que el uso de la forcípula finlandesa y el relascopio no presentan diferencias significativas, sin embargo, este último por poseer ventajas prácticas, permite ser recomendado para la cubicación de la totalidad de la muestra necesaria para el ajuste de funciones.

Antes de realizar el ajuste de distintos modelos de volumen, se agruparon especies mediante un análisis de covarianza, establecido a través de un programa escrito en lenguaje DBASE denominado ANACOV, producto del cual se obtuvieron los siguientes cuatro grupos: 1. Laurel-Lingue-Tepa, 2. Ulmo con DAP ≤ 60 – Olivillo, 3. Roble, y 4. Ulmo con DAP > 60 – Tineo.

La obtención de la mejor ecuación estimadora de volumen total para cada uno de los grupos de especies, se realizó en las siguientes cuatro etapas: Prueba de violación de supuestos estadísticos, Ranking de modelos de acuerdo al Índice de Furnival (IF) y R^2_a , Ranking de modelos de acuerdo al Error Cuadrático Medio (ECM), Diferencia Agregada (DA) y Test de Freese, y Análisis del ECM y la DA dentro de ciertos rangos de clases diamétricas.

Para la obtención del IF se diseñó un programa denominado FURNIVAL, a igual que para la validación de las ecuaciones, llamado VALIDA. Ambos programas escritos en DBASE.

El mejor modelo para los grupos 1 y 4, fue $LnV = b_0 + b_1 Lnd_6 + b_2 Lnh + b_3 d^2 h$. En cambio los modelos $d^2/V = b_0 + b_1 Logh + b_2 Logd_6 + b_3 d^2 h$ y $LnV = b_0 + b_1 Lnd^2 h$, fueron los mejores para los grupos 2 y 3, respectivamente.

SUMMARY

Individual tree total volume estimation equations were fitted for native species from a relict forest located at Rucamanque (IX Region, Chile), throughout a non destructive method based on the use of a Bitterlich mirror relascope to obtain the basic data.

In a first stage the real volume calculated up to a height of 6 m measured with a ladder were compared with estimated volume obtained with a finnish parabolic caliper and a relascope. Experimental data show non significant differences, however, the relaskop was chosen for practice advantage considerations.

Before fitting the different volume models, the seven species were grouped through out a covariance analysis, using the program ANACOV written in DBASE language. After this analysis four group were chosen: 1. Laurel-Lingue-Tepa, 2. Ulmo with DBH ≤ 60 cm–Olivillo, 3. Roble, and 4. Ulmo with DBH > 60 cm – Tineo.

To obtain the best estimation equation of total volume for each species group, this steps were followed: Violation of statistic assumptions test, models ranking according to Furnival Index (IF) and R^2_a , models ranking according to Quadratic Mean Error (ECM), Aggregated Difference (DA) and Freese test, and finally ECM and DA analysis within diameter classes.

In order to obtain the IF the program called FURNIVAL was designed, in a similar way the software VALIDA was written to validate the equations. Both program are in DBASE language.

The best model for groups 1 and 4, was $LnV = b_0 + b_1 Lnd_6 + b_2 Lnh + b_3 d^2 h$. On the other hand, the models $d^2/V = b_0 + b_1 Logh + b_2 Logd_6 + b_3 d^2 h$ and $LnV = b_0 + b_1 Lnd^2 h$, were considere the best for group 2 and 3 respectivaly.

8 ANEXOS

ANEXO 1: FORMULARIOS

Anexo 1-1

FORMULARIO ETAPA DE VALIDACIÓN DEL RELASCOPIO													
							Mediciones						
Rodal	Parc.	numer.parc. [N°]	Arbol [N°]	Esp.	DAP [cm]		DST [cm]	RELASCOPIO		FORCIPULA		ESCALERA	
					Relascopeio	Forcipula	Forcipula	HL [m]	DL [cm]	HL [m]	DL [cm]	HL [m]	DL [cm]
								2		2		2	
								4		4		4	
								6		6		6	
								8		8		8	
								10		10		10	
Dominancia		<input type="text"/>				<input type="text"/>	<input type="text"/>						
Sanidad		<input type="text"/>				HTOT [m]	<input type="text"/>						
Forma		<input type="text"/>				HCC [m]	<input type="text"/>						
Tiempo													
Relascopeio		<input type="text"/>				Fecha	<input type="text"/>						
Forcipula		<input type="text"/>											
Escalera		<input type="text"/>											

FORMULARIO CAPTURA DE DATOS PARA ECUACIONES DE VOLUMEN CON RELASCOPIO											
							RELASCOPIO				
Rodal	Parc.	numer.parc. [N°]	Arbol [N°]	Esp.	DAP [cm]		DST [cm]	RELASCOPIO			
					Relascopeio	Forcipula	Forcipula	HL [m]	DL [cm]		
								2			
								4			
								6			
								8			
								10			

Clave de especies		Dominancia
-------------------	--	------------

1 Arrayán	11 Raulí	1 Superior	
2 Avellanillo	12 Roble	2 Intermedio	
3 Avellano	13 Tapa	3 Inferior	
4 Coigue	14 Tineo	Sanidad	
5 Laurel	15 Trevo		1 Buena
6 Lingue	16 Ulmo		2 Regular
7 Maño H.L.	17 otra	3 Mala	
8 Maño Hembra		Forma	
9 Maño Macho			1 Buena
10 Olivillo			2 Regular
		3 Mala	

Anexo 1-2

ANEXO 2: PROGRAMA ANACOV

```

* ANACOV
* Realiza Análisis de Covarianza para agrupar Especies Homogéneas
clear
set talk off
DECLARE M[15,15],MC[15,15]
for i=1 to 15
for j=1 to 15
store 0 to M[i,j]
store 0 to MC[i,j]
next

next

PUBLIC FTAB,At,Bt,Ct
store 0 to ftab,FCvh,FCph,FCic
SET SAFETY OFF
SET TALK OFF
CLOSE DATA
USE DATOS
DEFINE WINDOW ANACOV FROM 10, 15 TO 21,77 COLOR W+/B,W+/G,W+/R DOUBLE
ACTIVATE WINDOW ANACOV

@1,20 SAY "SISTEMA ANACOV 1.0"
@2,20 SAY "-----"

STORE CHR(177) TO CURSOR
FOR K=1 TO 56
STORE CHR(177)+CURSOR TO CURSOR
NEXT K

@4,1 SAY CURSOR COLOR R+/G+
@4,1 SAY "" PICTURE "X"

SORT ON NOMBRE TO ESPECIE

SELECT 1
USE ESPECIE
SELECT 2
USE REGRE EXCLUSIVE
ZAP

SELECT 1

STORE " " TO PROCES
store 1 to nesp

DO WHILE .NOT. EOF()

STORE 0 TO SUMY,SUMX,SUMXY,MEDIAX,MEDIAY,N,SUMY2,SUMX2
STORE 0 TO B0,B1,R2,SB1,SB0,SCR,SCT,SCE,CMR,CME,FCAL,S,SPORC
STORE NOMBRE TO PROCES
store especie to codigo
@4,COL() SAY CHR(219) COLOR G+
do while NOMBRE=PROCES
N=N+1
STORE LOG(DAP^2*HTOT) TO X
STORE LOG(VTOT) TO Y

SUMY=SUMY+Y
SUMX=SUMX+X

```

```

SUMXY=SUMXY+X*Y
SUMY2=SUMY2+Y*Y
SUMX2=SUMX2+X*X
SKIP
ENDDO
MEDIAX=SUMX/N
MEDIAY=SUMY/N
B1=(SUMXY-SUMX*SUMY/N)/(SUMX2-SUMX^2/N)
B0=MEDIAY-B1*MEDIAX
SCR=B1*(SUMXY-SUMX*SUMY/N)
SCT=SUMY2-SUMY^2/N
SCE=SCT-SCR
R2=SCR/SCT
CMR=SCR
CME=SCE/(N-2)
FCAL=CMR/CME
SB1=SQRT(CME/(SUMX2-SUMX^2/N))
SB0=SQRT(CME*(N^2-1+MEDIAX^2)/(SUMX2-SUMX^2/N))
S=SQRT(CME)
SPORC=100*S/ABS(MEDIAY)

SELECT 2
USE REGRE
APPEND BLANK
REPLACE ESPECIE WITH PROCES
REPLACE MUESTRA WITH N
REPLACE A0 WITH B0
REPLACE A1 WITH B1
REPLACE RCUA WITH R2
REPLACE E WITH S
REPLACE EPORC WITH SPORC
REPLACE SXY2 WITH CME
REPLACE SA0 WITH SB0
REPLACE SA1 WITH SB1
REPLACE FC WITH FCAL
STORE proces TO M[NESP,1] && especie
STORE N TO M[NESP,2] && Muestra
STORE sumx2-sumx^2/n TO M[NESP,3] && A
STORE sumxy-sumx*sumy/n TO M[NESP,4] && B
STORE sumy2-sumy^2/n TO M[NESP,5] && C
STORE M[NESP,5]/M[NESP,3] TO M[NESP,6] && CR
STORE N-2 TO M[NESP,7] && GL
STORE M[NESP,5]-M[NESP,4]^2/M[NESP,3] TO M[NESP,8] && SC
STORE M[NESP,8]/(N-2) TO M[NESP,9] && CM
STORE SUMX TO M[NESP,10]
STORE SUMY TO M[NESP,11]
STORE SUMX2 TO M[NESP,12]
STORE SUMY2 TO M[NESP,13]
STORE SUMXY TO M[NESP,14]
if nesp<=2
"xxxxxxxx",M[NESP,3],M[NESP,4],M[NESP,5],M[NESP,7],M[NESP,8],M[NESP,9]
endif
nesp=nesp+1

SELECT 1
ENDDO

NESP=NESP-1

STORE 0 TO gld,glg
STORE 0 TO SCd,SCg,SCph,SCT,SCic
STORE 0 TO CMd,CMg,CMph,CMic

```

```

STORE 0 TO Ag,Bg,Cg
For i=1 to nesp
for j=1 TO Nesp
@4,COL() SAY CHR(219) COLOR G+
gld=M[i,7]+M[j,7]
SCd=M[i,8]+M[j,8]
CMd=SCd/gld
Ag=M[i,3]+M[j,3]
Bg=M[i,4]+M[j,4]
Cg=M[i,5]+M[j,5]
glg=M[i,2]+M[J,2]-3
SCg=Cg-Bg^2/Ag
CMg=SCg/glg
SCph=SCg-SCd
CMph=SCph/1

SUMXT = M[I,10]+M[J,10]
SUMYT = M[I,11]+M[J,11]
SUMX2T = M[I,12]+M[J,12]
SUMY2T = M[I,13]+M[J,13]
SUMXYT = M[I,14]+M[J,14]
NT = M[I,2] +M[J,2]
At=SUMX2T-SUMXT^2/NT
Bt=SUMXYT-SUMXT*SUMYT/NT
Ct=SUMY2T-SUMYT^2/NT
glt=nt-2

SCT=Ct-Bt^2/At
SCic=SCT-SCg
CMic=SCic/1
CMR1=M[i,9]
CMR2=M[j,9]
GL1 =M[i,7]
GL2 =M[j,7]
if CMR2 > CMR1
STORE CMR1 TO PASO
STORE CMR2 TO CMR1
STORE PASO TO CMR2
STORE GL1 TO PASO
STORE GL2 TO GL1
STORE PASO TO GL2
ENDIF
FCvh=CMR1/CMR2
DO FTAB WITH GL1,GL2
IF FCvh < FTAB
FCph=CMph/CMd
DO FTAB WITH 1,gld
IF FCph < FTAB
FCic= CMic/CMg
DO FTAB WITH 1,glg
IF FCic < FTAB
store 1 to MC[i,j]      && 1 = Homogneas
ENDIF
ENDIF
ENDIF

next
next
WAIT "          Presione una tecla para ver Matriz de especies"
deactivate window ANACOV
?"SISTEMA ANACOV 1.0"
?"-----"

```


ANEXO 3: PROGRAMA FURNIVAL

```

* FURNIVAL
* Realiza el Cálculo del Índice de Furnival para modelos de Volumen y
además entrega un ranking de modelos
set headings off
SET SAFETY OFF
SET TALK OFF
clear
DECLARE IFU[3,10]  && matriz que tiene los IF para cada modelo

STORE 1 TO I1
STORE 10 TO I2

STORE " " TO CD
SELECT 1
USE GRUPOS
CLEAR

STORE 1 TO PROCES
READ
?
IF PROCES <> 00
GO PROCES
ENDIF
?

STORE NESP TO GRP
STORE ESP1 TO SP1
STORE ESP2 TO SP2
STORE ESP3 TO SP3
STORE ESP4 TO SP4
STORE ESP5 TO SP5

FOR I=I1 TO I2
CD=IIF(I>9,STR(I,2),"0"+STR(I,1))
STORE S&CD TO IFU[1,I]
store 0 to ifu[2,I]
STORE R&CD TO IFU[3,I]
GRUPOS.DBF
NEXT

SELECT 2
USE ESPECIE

SET FILTER TO
DO CASE
CASE GRP=1
SET FILTER TO ESPECIE=SP1
CASE GRP=2
SET FILTER TO ESPECIE=SP1 .OR. ESPECIE=SP2
CASE GRP=3
SET FILTER TO ESPECIE=SP1 .OR. ESPECIE=SP2 .OR. ESPECIE=SP3
CASE GRP=4
SET FILTER TO ESPECIE=SP1 .OR. ESPECIE=SP2 .OR. ESPECIE=SP3 .OR.
ESPECIE=SP4
CASE GRP=5
SET FILTER TO ESPECIE=SP1 .OR. ESPECIE=SP2 .OR. ESPECIE=SP3 .OR.
ESPECIE=SP4 .OR. ESPECIE=SP5
&&CASE GRP=6
&&SET FILTER TO ESPECIE=SP1 .OR. ESPECIE=SP2 .OR. ESPECIE=SP3 .OR.
ESPECIE=SP4 .OR. ESPECIE=SP5 .OR. ESPECIE=SP6
&&CASE GRP=7

```

```
&&SET FILTER TO ESPECIE=SP1 .OR. ESPECIE=SP2 .OR. ESPECIE=SP3 .OR.
ESPECIE=SP4 .OR. ESPECIE=SP5 .OR. ESPECIE=SP6 .OR. ESPECIE=SP7
```

```
ENDCASE
```

```
FOR I=I1 TO I2
```

```
GO TOP
```

```
STORE 0 TO N,sumadv
```

```
DO WHILE .NOT. EOF()
```

```
do case
```

```
case i = 1 &&tesis 1 &&9 V=b0+b1(dapd6h)
```

```
dv=1
```

```
case i = 2 &&tesis 2 &&12 V=b0+b1(d^2)+ b2(d^2h^2)+ b3(d6^2)
```

```
dv=1
```

```
case i = 3 &&tesis 3 &&10 V=b0+b1(d^2h)+ b2(d^2h^2)+ b3(h^3)+
b4(d6^2)
```

```
dv=1
```

```
case i = 4 &&tesis 4 &&11 d2/V=b0+b1(h)^-1
```

```
dv=(DAP^2/VTOT^2)
```

```
case i = 5 &&tesis 5 &&11 d2/V=b0+b1Log(h)+b2Log(d6)+b3(d^2*h)
```

```
dv=(DAP^2/VTOT^2)
```

```
case i = 6 &&tesis 6 &&22 LogV = b0+ b2(Logd6)
```

```
dv=1/(VTOT * Log (10))
```

```
case i = 7 &&tesis 7 &&22 LogV = b0+ b1(Logd)+ b2(Logh)+
b3(Logd6)
```

```
dv=1/(VTOT * Log (10))
```

```
case i = 8 &&tesis 8 &&23 LnV = b0+ b1(Lnd) + b2(lnh)
```

```
dv=1/VTOT
```

```
case i = 9 &&tesis 9 &&23 LnV = b0+ b1(Lnd^2h)
```

```
dv=1/VTOT
```

```
case i = 10 &&tesis 10 &&23 LnV = b0+ b1(Lnd6)+b2(lnh)+b3(dap^2*htot)
```

```
dv=1/VTOT
```

```
ENDCASE
```

```
N=N+1
```

```
*dv,log10(1/dv)
```

```
STORE SUMADV+LOG10(1/DV) TO SUMADV
```

```
SKIP
```

```
ENDDO
```

```
STORE IFU[1,I]*10^(SUMADV/N) TO IFU[2,I]
```

```
NEXT
```

```
SELECT 1 &&GRUPOS.DBF
```

```
FOR I= I1 TO I2
```

```
CD=IIF(I>9,STR(I,2),"0"+STR(I,1))
```

```
REPLACE F&CD WITH IFU[2,I]
```

```
NEXT
```

```
SELECT 3
```

```
USE RANKING EXCLUSIVE
```

```
ZAP
```

```
FOR I= I1 TO I2
```

```
APPEND BLANK
```

```
CD=IIF(I>9,STR(I,2),"0"+STR(I,1))
```

```
REPLACE MODELO WITH I
```

```
REPLACE RA WITH IFU[3,I]
```

```
REPLACE INFU WITH IFU[2,I]
```

```
NEXT
```

```
SORT ON RA TO FURNIVAL
```

```
USE FURNIVAL
```

```
REPLACE ALL R1 WITH 11-RECNO()
```

```

SORT ON INFU TO RANKING
USE RANKING
REPLACE ALL R2 WITH RECNO()
REPLACE ALL R3 WITH R1+R2
SORT ON R3 TO FURNIVAL
USE FURNIVAL
?"SISTEMA FURNIVAL 1.0"
?"-----"
?"Fecha :",DATE( )
?"Hora :",TIME( )
?
?"Número del grupo homogéneo de especies procesado :",PROCES
?"Número de árboles procesado                :",n
?
?"                Ranking de Modelos según su Bondad de Ajuste"
?"-----"
?"                Modelo"," R^2 adj","P"," Ind.Furnival","P"," Puntaje Final"
?"-----"
LIST MODELO,RA,R1," ",INFU,"",R2,"          ",R3 off
?"-----"

```


ANEXO 4: PROGRAMA VALIDA

```

* VALIDA
* programa que permite la validación de distintos modelos de volumen

SET TALK OFF
SET SAFETY OFF
CLEAR
DECLARE NCDAP[5]
STORE 5 TO ALFA
STORE 5 TO EMA
store 0 to opcion

DEFINE WINDOW PARAMETROS FROM 10, 21 TO 21,80 COLOR W+/B,W+/G,W+/R DOUBLE
ACTIVATE WINDOW PARAMETROS
?"SISTEMA VALIDA 1.0"
?"-----"
?
@4,1 SAY "Opción de Proceso           : " get opcion picture "99" valid
opcion=0 .or. opcion=1 .or. opcion=2 .or. opcion=3 .or. opcion=4 message
"0=Por Grupos de Especie, 1=Clase DAP 10-30, 2=Clase DAP 40-50, 3=Clase DAP
60, 4=Clase DAP 70-180" ERROR "Debe ingresar entre 0 y 4"
@5,1 SAY "Nivel de Significancia (%) : " get alfa picture "99" valid alfa=20
.or. alfa=10 .or. alfa=5 .or. alfa=2 .or. alfa=1 message "Corresponde al nivel
de significancia del test de Freese" ERROR "Debe ingresar 20,10,5,2 o 1"
@6,1 SAY "Error Máximo Admisible (%) : " get EMA picture "99" range 1,99
message "Corresponde al error máximo tolerado el test de Freese" ERROR "Debe
ingresar entre 1 y 99"
read
?
WAIT "Presione una tecla para continuar"
DEACTIVATE WINDOW PARAMETROS

do case
case alfa=20
store 1.282 to t
case alfa=10
store 1.645 to t
case alfa=5
store 1.96  to t
case alfa=2
store 2.326 to t
case alfa=1
store 2.576 to t
endcase
SELECT 1
USE ESPECIE

IF OPCION<>0
?"SISTEMA VALIDA 1.0"
?"-----"
?"                               Número de muestras por Rango Diamétrico de Validación"
?"                               Clases de DAP"
?"-----"
?"Grupo de Especies / 10-30           40-50           60           70-180"
Total"
?"-----"

STORE 1 TO GRUP
DO WHILE GRUP<=4
SET FILTER TO GRUPO=GRUP

```

```

COUNT TO NCDAP[1]
REPLACE ALL GRUPOESP WITH 4
REPLACE ALL GRUPOESP WITH 1 FOR CDAP<=30
REPLACE ALL GRUPOESP WITH 2 FOR CDAP=40 .OR. CDAP=50
REPLACE ALL GRUPOESP WITH 3 FOR CDAP=60
COUNT FOR CDAP<=30 TO N1
COUNT FOR CDAP=40 .OR. CDAP=50 TO N2
COUNT FOR CDAP=60 TO N3
COUNT TO N4
STORE N4-N1-N2-N3 TO N4
STORE N4+N1+N2+N3 TO NT
STORE (N1/NT)*100 TO POR1
STORE (N2/NT)*100 TO POR2
STORE (N3/NT)*100 TO POR3
STORE (N4/NT)*100 TO POR4
?grup, " ",n1," ",n2," ",n3," ",n4," ",nt
STORE N1 TO NCDAP[2]
STORE N2 TO NCDAP[3]
STORE N3 TO NCDAP[4]
STORE N4 TO NCDAP[5]
?" " " " " ,por1,por2,por3,por4
?"-----"
GRUP=GRUP+1
SET FILTER TO
ENDDO

ENDIF

DEFINE WINDOW PROCESO FROM 10, 21 TO 21,80 COLOR W+/B,W+/G,W+/R DOUBLE
ACTIVATE WINDOW PROCESO
?
@1,15 SAY "SISTEMA VALIDA 1.0"
@2,15 SAY "-----"

STORE CHR(177) TO CURSOR
FOR K=1 TO 30
STORE CHR(177)+CURSOR TO CURSOR
NEXT K

@4,7 SAY CURSOR COLOR R/G
@4,7 SAY "" PICTURE "X"

SELECT 2
USE MODELOS
DO WHILE .NOT. EOF()
@4,COL() SAY CHR(219) COLOR G+
STORE GRUPO TO GRUP
STORE MODELO TO I
STORE B0 TO A0
STORE B1 TO A1
STORE B2 TO A2
STORE B3 TO A3
STORE B4 TO A4

SELECT 1 && ESPECIE.DBF
set filter to
IF OPCION=0
SET FILTER TO GRUPO=GRUP
ELSE
SET FILTER TO GRUPO=GRUP .AND. GRUPOESP=OPCION
ENDIF

```

```

do case
case i = 1      &&tesis 1  V=b0+b1(dapd6h)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH A0+A1*DAP*D6*HTOT
case i = 2      &&tesis 2  V=b0+b1(d^2)+ b2(d^2h^2)+ b3(d6^2)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH A0+A1*DAP^2+A2*DAP^2*HTOT^2+A3*D6^2
case i = 3      &&tesis 3  V=b0+b1(d^2h)+      b2(d^2h^2)+      b3(h^3)+
b4(d6^2)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH A0+A1*DAP^2*HTOT+ A2*DAP^2*HTOT^2+ A3*HTOT^3+
A4*D6^2
case i = 4      &&tesis 4  d2/V=b0+b1(h)^-1
REPLACE ALL ESTIMADO WITH DAP^2/(A0+(A1/HTOT))
case i = 5      &&tesis 5  d2/V=b0+b1Log(h)+b2Log(d6)+b3(dap^2*h)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH DAP^2/(A0+A1*LOG10(HTOT)+A2*LOG10(D6)+A3*DAP^2*HTOT)
case i = 6      &&tesis 6  LogV = b0+ b1(Logd6)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH 10^(A0+A1*LOG10(D6))
case i = 7      &&tesis 7  LogV = b0+ b1(Logd)+ b2(Logh)+ b3(Logd6)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH 10^(A0+ A1*Log10(DAP)+ A2*Log10(HTOT)+
A3*Log10(D6))
case i = 8      &&tesis 8  LnV = b0+ b1(Lnd) + b2(lnh)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH 2.71828182845905^(A0+ A1*LOG(DAP) + A2*LOG(HTOT))
case i = 9      &&tesis 9  LnV = b0+ b1(Lnd^2h)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH 2.71828182845905^(A0+ A1*LOG(DAP^2*HTOT))
case i = 10     &&tesis 10 LnV = b0+ b1Ln(d6)+b2Ln(h)+b3(dap^2*h)
REPLACE ALL ESTIMADO WITH 2.71828182845905^(A0+
A1*LOG(D6)+A2*LOG(HTOT)+A3*DAP^2*HTOT)
ENDCASE
REPLACE ALL RESIDUO WITH VTOT-ESTIMADO
SUM RESIDUO TO E
SUM RESIDUO^2 TO E2
COUNT TO N
AVERAGE VTOT TO VMEDIO
SUM (RESIDUO/VTOT)^2 TO FRA
SELECT 2 && MODELOS
STORE STR(OPCION,1) TO CD

IF (N <> 0)
REPLACE ECM&CD WITH SQRT(E2/N)*100/VMEDIO
REPLACE DA&CD WITH E/N*100/VMEDIO
ENDIF
IF OPCION=0
REPLACE FREESE WITH FRA*100*T^2/EMA^2
REPLACE ABSDA WITH ABS(DA0)
ENDIF
SKIP
ENDDO

IF OPCION=0
?
WAIT " Presione una tecla para ver Ranking de Modelos"
else
?
WAIT " Revisar archivo MODELOS.DBF"
endif
deactivate window proceso

IF OPCION=0
SORT ON GRUPO,ECM0 TO PASO
CLOSE DATA
USE PASO
REPLACE ALL R1 WITH RECNO()-(GRUPO-1)*10
SORT ON GRUPO,ABSDA TO MODELOS

```

```

CLOSE DATA
USE MODELOS
REPLACE ALL R2 WITH RECNO()-(GRUPO-1)*10
SORT ON GRUPO,FREESE TO PASO
CLOSE DATA
USE PASO
REPLACE ALL R3 WITH RECNO()-(GRUPO-1)*10
REPLACE ALL R4 WITH R1+R2+R3
SORT ON GRUPO,R4 TO PASO1
USE PASO1

@1,1 SAY "SISTEMA VALIDA 1.0"
@2,1 SAY "-----"
@3,1 SAY "Fecha :"+DTC(DATE( ))
@3,25 SAY "    Hora  :"+TIME( )
STORE 1 TO GRUP
DO WHILE .NOT. EOF()
?"GRUPO = ",GRUP picture "9"," MODELO  ECM    P    DA    P  FREESE  P Puntaje
Final"

DO WHILE GRUPO=GRUP .AND. .NOT. EOF()
?"    ",MODELO,ECM0,R1,DA0,R2,FREESE,R3,"    ",R4
SKIP
ENDDO
?"-----"
WAIT "Presione una tecla para continuar" &&IF ON KEY LABEL F10
GRUP=GRUP+1
ENDDO
SORT ON GRUPO,MODELO TO MODELOS
CLOSE DATA
ENDIF

```

	DAP	DST	HTOT	HCC	D2	D4	D6	D8	D10	DCC	VTOT	VF	V10m	V6m	
Laurel	n	25	25	25	25	25	25	25	23	25	25	25	25	25	
	Media	53,3	66,9	29,2	17,3	51,4	46,7	43,1	40,5	39,7	30,5	3,41	2,96	2,08	1,47
	Mínimo	18,0	20,5	11,3	8,5	16,0	17,0	15,0	11,0	14,0	10,0	0,16	0,16	0,19	0,13
	Máximo	97,0	135,0	46,5	25,5	92,0	76,0	73,0	75,0	73,0	60,0	9,73	7,66	5,73	4,01
	Sx	22,4	32,1	8,5	4,6	22,2	19,0	17,9	17,9	16,2	13,8	2,70	2,27	1,61	1,15
	CV	42,0%	48,1%	29,2%	26,4%	43,1%	40,8%	41,5%	44,2%	40,9%	45,3%	79,2%	76,7%	77,2%	77,9%
Lingue	n	29	29	29	29	29	29	23	20	29	29	29	29	29	
	Media	37,8	45,6	21,8	12,5	35,5	32,0	29,2	29,7	29,3	22,0	1,57	1,33	1,01	0,73
	Mínimo	14,0	16,0	10,0	6,0	13,0	12,0	8,0	7,0	13,0	6,0	0,07	0,07	0,07	0,08
	Máximo	100,0	115,0	41,5	21,5	90,0	70,0	70,0	65,0	60,0	62,0	10,22	8,20	4,84	3,51
	Sx	19,8	24,7	7,9	4,7	18,0	15,4	16,0	14,9	14,3	14,1	2,16	1,75	1,11	0,78
	CV	52,4%	54,1%	36,3%	37,7%	50,8%	48,0%	54,8%	50,3%	48,7%	63,8%	137,7%	131,6%	109,3%	106,8%
Olivillo	n	141	141	141	141	141	141	135	131	141	141	141	141	141	
	Media	46,1	59,4	26,4	14,8	43,6	40,0	37,1	35,5	32,8	27,9	2,25	1,90	1,48	1,05
	Mínimo	13,0	15,5	10,8	6,0	11,0	10,0	6,0	0,0	0,0	6,0	0,10	0,08	0,09	0,08
	Máximo	86,0	110,0	48,0	29,5	82,0	76,0	70,0	78,0	60,0	63,0	6,64	5,92	4,43	3,21
	Sx	15,6	23,3	6,3	3,8	15,1	14,1	13,5	13,1	12,4	12,7	1,59	1,29	0,95	0,66
	CV	33,7%	39,2%	23,8%	25,9%	34,6%	35,2%	36,5%	36,8%	37,8%	45,5%	70,5%	67,8%	64,0%	63,0%
Roble	n	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	
	Media	44,7	54,9	27,1	15,2	41,4	37,9	35,4	32,1	28,1	24,4	2,79	2,40	1,57	1,10
	Mínimo	11,5	13,5	9,8	6,0	10,0	8,0	5,0	0,0	0,0	5,0	0,04	0,04	0,04	0,04
	Máximo	121,0	173,0	53,5	30,5	98,0	93,8	92,5	88,8	87,5	70,0	18,51	16,83	7,52	5,01
	Sx	25,4	32,5	10,0	5,5	23,5	21,9	20,7	21,6	22,1	15,7	3,89	3,32	1,82	1,26
	CV	56,8%	59,3%	37,1%	36,2%	56,8%	57,8%	58,4%	67,5%	78,6%	64,4%	139,7%	138,4%	115,9%	114,5%
Tepa	n	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	44	
	Media	48,0	58,3	27,6	16,1	45,0	41,1	38,9	36,2	33,6	30,2	2,45	2,11	1,44	0,97
	Mínimo	14,8	18,8	15,8	10,0	14,0	12,0	12,0	9,0	6,0	5,0	0,12	0,11	0,11	0,08
	Máximo	85,0	100,0	41,0	25,5	84,0	75,0	72,0	67,0	67,0	70,0	8,46	7,27	4,28	2,90
	Sx	14,7	18,4	5,7	3,8	14,7	13,7	13,5	12,5	13,0	13,0	1,90	1,63	0,94	0,63
	CV	30,6%	31,6%	20,5%	23,7%	32,7%	33,4%	34,7%	34,5%	38,6%	43,1%	77,3%	77,3%	65,5%	64,3%

Tineo	n	13	13	13	13	13	13	13	13	12	13	13	13	13	
	Media	93,7	125,0	34,8	15,7	82,3	79,2	71,9	70,8	62,7	62,3	8,80	6,67	5,12	3,48
	Mínimo	63,5	71,0	25,0	8,0	55,0	50,0	44,0	44,0	41,0	30,0	2,73	2,49	1,98	1,39
	Máximo	143,4	185,0	51,5	21,5	120,0	115,0	95,0	122,0	87,0	122,0	14,54	11,76	11,30	7,16
	Sx	25,2	39,6	7,7	3,4	20,1	18,2	14,6	19,2	13,6	25,0	3,95	2,71	2,53	1,70
	CV	26,9%	31,7%	22,1%	21,9%	24,4%	22,9%	20,2%	27,1%	21,8%	40,1%	44,9%	40,6%	49,4%	48,9%
Ulmo	n	25	25	25	25	25	25	25	25	24	25	25	25	25	
	Media	74,5	94,8	30,6	15,8	65,8	60,6	56,8	53,4	51,6	47,3	6,11	4,62	3,41	2,35
	Mínimo	25,0	30,0	16,0	8,0	24,0	22,0	18,0	16,0	15,0	8,0	0,34	0,29	0,36	0,24
	Máximo	176,0	186,0	52,5	36,5	145,0	120,0	110,0	105,0	107,0	135,0	19,31	16,36	12,12	8,73
	Sx	34,9	47,1	8,5	5,8	27,8	25,0	23,8	22,5	23,3	28,6	5,37	3,77	2,77	1,95
	CV	46,9%	49,7%	27,9%	36,8%	42,3%	41,2%	41,9%	42,2%	45,2%	60,5%	87,9%	81,6%	81,1%	82,8%

ANEXO 6: COEFICIENTES PARA CADA MODELO AJUSTADO POR GRUPO DE ESPECIE

	Modelo									
Grupo 1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
bo	0,189378	-0,054370	-0,178762	260,738069	5578,01218	-3,219509	-3,925164	-9,87085	-9,942006	-7,821416
b1	0,0000371506	0,0000146590	0,0000092345	23560,2240860	-2071,463081	2,231770	1,03649	1,999798	0,9661	1,7702
b2		0,0000002764	0,0000000583		-1029,031047		0,655861	0,865415		0,602463
b3		0,0011130000	0,0000082027		0,001877		0,984634			0,0000011126
b4			0,000990796							
r2 adj	0,97488	0,98099	0,98202	0,80188	0,86785	0,97044	0,98862	0,98031	0,98019	0,98253
error	0,36518	0,31769	0,30897	190,19401	155,33793	0,084310	0,05231	0,15846	0,15892	0,14926
Grupo 2	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
bo	0,111190	-0,112607	-0,175550	240,200098	5261,096868	-3,1098720	-3,960688	-9,833539	-10,09768	-7,37379
b1	0,0000391354	0,0001766770	0,0000154533	24229,3300940	-2018,629615	2,158429	1,188738	2,067567	0,980168	1,723359
b2		0,0000002422	-0,0000000672		-867,475680		0,614989	0,774228		0,485691
b3		0,0009368560	0,00000508618		0,001910		0,881149			0,000002601
b4			0,00090							
r2 adj	0,94994	0,96904	0,97004	0,63113	0,69918	0,95384	0,98152	0,97129	0,96993	0,97001
error	0,35268	0,27735	0,27284	204,03113	184,25086	0,0893700	0,05655	0,16229	0,16609	0,16586
Grupo 3	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
bo	0,1697670000	-0,0781070000	-0,130248000	198,91422800	5767,746446	-3,289778	-3,99066900	-9,783475	-9,9185350	-7,820537
b1	0,0000341660	-0,0000545346	-0,000003913	26862,3288940	-2235,167113	2,275999	1,25082500	2,015307	0,9573300	1,806294
b2		0,0000002581	0,000000291		-967,845081		0,62612400	0,801631		0,545476
b3		0,0012120000	0,000003268		0,001416		0,81276900			0,000001
b4			0,001250000							
r2 adj	0,97797	0,98048	0,98053	0,78157	0,79992	0,97179	0,99087	0,9858	0,98538	0,98216
error	0,57799	0,54404	0,54334	229,845	219,97628	0,097530	0,05549	0,15931	0,16168	0,17859
Grupo 4	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
bo	1,801363000	0,37018100000	-1,06945100000	468,5110960	7032,641261	-3,109478	-3,6406950000	-7,874131	-7,6019860	-7,671853000
b1	0,000029344	-0,00020672000	0,00000745377	18790,3368280	-2031,941069	2,179996	0,4047190000	1,458153	0,7736120	1,791941000
b2		0,00000022119	-0,00000011034		-1820,252146		0,6737740000	0,964501		0,595026000
b3		0,00151000000	0,00003430730		0,001379		1,4796670000			0,000000182
b4			0,00140300000							
r2 adj	0,86302	0,87252	0,88473	0,17939	0,69175	0,87341	0,9245	0,85899	0,8582	0,9179
error	1,77564	1,71291	1,62887	236,33367	144,8466	0,0851100	0,06573	0,20684	0,20741	0,15782

Donde:	Grupo 1	Laurel, Lingue y Tapa
	Grupo 2	Ulmo con DAP<60 y Olivillo
	Grupo 3	Roble
	Grupo 4	Ulmo con DAP>=60 y Tineo

ANEXO 7: RESULTADO DE LAS PRUEBAS DE VIOLACIÓN DE SUPUESTOS ESTADÍSTICOS

Grupo	Modelo	K-S	v-p	Levene	v-p	D-W	VIF				Valor p de los coeficientes				
							B1	B2	B3	B4	B0	B1	B2	B3	B4
1	1	1,5404	0,0174	10,4944	0,0000	2,10735	1,000				0,0005	0,0000			
1	2	1,4347	0,0326	4,6313	0,0000	1,90231	13,972	7,125	9,885		0,3546	0,8026	0,0000	0,0000	
1	3	1,4434	0,0310	4,9212	0,0000	2,01309	109,304	85,856	4,314	12,398	0,0177	0,0317	0,5504	0,0189	0,0000
1	4	0,7525	0,6230	1,4247	0,1830	2,28646	1,000				0,0000	0,0000			
1	5	0,7143	0,6873	1,8945	0,0570	2,23526	3,207	4,527	2,511		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
1	6	0,5867	0,8814	1,1725	0,3200	1,65885	1,000				0,0000	0,0000			
1	7	0,4413	0,9899	1,2015	0,3010	1,90482	19,793	3,214	22,872		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
1	8	0,6425	0,8035	1,1816	0,3140	2,16936	2,768	2,768			0,0000	0,0000	0,0000		
1	9	0,5200	0,9497	1,0738	0,3910	2,24853	1,000				0,0000	0,0000			
1	10	0,8336	0,4906	1,1644	0,3260	1,75942	4,527	3,207	2,511		0,0000	0,0000	0,0000	0,0005	
2	1	1,7414	0,0460	27,5426	0,0000	1,77199	1,000				0,0250	0,0000			
2	2	1,5806	0,0135	8,8713	0,0000	1,68484	7,974	3,692	6,586		0,0131	0,0001	0,0000	0,0000	
2	3	1,4617	0,0279	8,7220	0,0000	1,66241	61,357	65,866	6,796	6,831	0,0107	0,0000	0,5233	0,1525	0,0000
2	4	0,2740	0,3561	2,0455	0,0630	1,68640	1,000				0,0002	0,0000			
2	5	1,0273	0,2419	2,1551	0,0510	1,66439	2,201	3,582	3,417		0,0000	0,0000	0,0000	0,0013	
2	6	0,9918	0,2789	1,4170	0,2120	1,87842	1,000				0,0000	0,0000			
2	7	0,8083	0,5308	1,0468	0,3980	1,86221	14,324	2,041	15,563		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
2	8	0,5716	0,8996	1,3272	0,2490	1,66375	1,877	1,877			0,0000	0,0000	0,0000		
2	9	0,7100	0,6946	1,5075	0,1800	1,66916	1,000				0,0000	0,0000			
2	10	1,1240	0,1597	2,1850	0,0480	1,86900	3,582	2,201	3,417		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
3	1	2,4365	0,0000	29,2342	0,0000	2,02733	1,000				0,0136	0,0000			
3	2	2,4447	0,0000	21,1020	0,0000	2,24000	38,546	9,793	36,282		0,3381	0,6115	0,0000	0,0000	
3	3	2,4476	0,0000	22,8436	0,0000	2,26396	216,413	128,112	8,085	36,224	0,1946	0,4768	0,0015	0,4839	0,0000
3	4	1,0669	0,2051	1,6853	0,0720	2,01622	1,000				0,0019	0,0000			
3	5	1,2865	0,0730	1,5193	0,1200	2,03869	4,087	4,905	2,857		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
3	6	0,9045	0,3865	0,9235	0,5370	1,89224	1,000				0,0000	0,0000			
3	7	0,7864	0,5664	1,7308	0,0630	1,80649	21,567	3,919	24,508		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
3	8	0,6241	0,8308	1,5107	0,1230	1,99082	3,449	3,449			0,0000	0,0000	0,0000		
							VIF				Valor p de los coeficientes				

Grupo	Modelo	K-S	v-p	Levene	v-p	D-W	B1	B2	B3	B4	B0	B1	B2	B3	B4
3	9	0,4425	0,9896	1,4569	0,1440	1,98816	1,000				0,0000	0,0000			
3	10	0,6200	0,8367	1,2913	0,2280	1,89909	4,905	4,087	2,857		0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	
4	1	1,0424	0,2273	1,7916	0,1370	2,40122	1,000				0,0067	0,0000			
4	2	1,0529	0,2176	1,5536	0,2040	2,47758	7,758	5,837	6,218		0,6589	0,1667	0,0114	0,0001	
4	3	0,7980	0,5474	1,6233	0,8100	2,41305	93,549	88,310	4,210	6,526	0,3281	0,5542	0,7166	0,0718	0,0001
4	4	0,6575	0,7804	4,1650	0,0050	2,13015	1,000				0,0383	0,0114			
4	5	0,6147	0,8443	1,8474	0,1250	2,08827	1,264	3,613	3,664		0,0000	0,0000	0,0011	0,0000	
4	6	0,5433	0,9293	1,3300	0,2930	2,16887	1,000				0,0000	0,0000			
4	7	0,6527	0,7878	2,0435	0,0910	2,69958	5,677	1,301	6,359		0,0000	0,1001	0,0001	0,0000	
4	8	0,4629	0,9829	0,9985	0,4990	2,39535	1,098	1,098			0,0000	0,0000	0,0000		
4	9	0,4405	0,9901	1,4940	0,2250	2,26292	1,000				0,0000	0,0000			
4	10	0,7877	0,5642	2,1638	0,0750	2,72615	3,613	1,264	3,664		0,0000	0,0000	0,0006	0,4510	

ANEXO 8: RELACIONES DENDROMÉTRICAS

1. Ecuaciones Estimadoras de la altura total

Especie	Ecuación	ECM [%]	DA [m]	n
Laurel	$HTOT = 34.75974 - 48.62953(\exp(-0.05*DAP))$	23.0	0.00	25
Lingue	$Ln HTOT = 2.10004 + 0.35674 Ln DAP - 10.12275/DAP$	16.9	0.31	29
Olivillo	$HTOT = 31.31385 - 36.37131(\exp(-0.05*DAP))$	18.5	0.00	149
Roble	$Ln HTOT = 1.06893 + 0.59131 Ln DAP$	18.9	0.48	107
Tepa	$HTOT = 6.60983 + 0.60343 DAP - 0.00316 DAP^2$	13.5	0.00	44
Tineo	$HTOT = -7.31797 + 9.34512 Ln DAP$	20.1	0.00	13
Ulmo	$Ln HTOT = 3.720610 - 19.814147/DAP$	25.9	0.59	25

2. Ecuaciones Estimadoras del diámetro medido a 6 m de altura

Especie	Ecuación	R	Error [Ln cm]	v-p	n
Laurel	$Ln d_6 = -0.167107 + 0.988076 Ln DAP$	0.96755	0.11835	0.0000	25
Lingue	$Ln d_6 = -0.882805 + 1.168011 Ln DAP$	0.97807	0.12585	0.0000	29
Olivillo	$Ln d_6 = -0.524932 + 1.077757 Ln DAP$	0.96388	0.11656	0.0000	149
Roble	$Ln d_6 = -0.500774 + 1.068275 Ln DAP$	0.97654	0.12530	0.0000	107
Tepa	$Ln d_6 = -0.513432 + 1.075927 Ln DAP$	0.96946	0.09078	0.0000	44
Tineo	$Ln d_6 = 1.243288 + 0.668184 Ln DAP$	0.8352	0.13019	0.0007	13
Ulmo	$Ln d_6 = 0.097943 + 0.961107 Ln DAP$	0.98194	0.09249	0.0000	25

3. Ecuaciones Estimadoras del diámetro al comienzo de la copa

Especie	Ecuación	R	Error <i>[Ln cm]</i>	v-p	n
Laurel	$Ln DCC = -0.500838 + 0.980433 Ln DAP$	0.87638	0.24712	0.0000	25
Lingue	$Ln DCC = -0.939255 + 1.099144 Ln DAP$	0.92646	0.22593	0.0000	29
Olivillo	$Ln DCC = -0.991862 + 1.117660 Ln DAP$	0.87586	0.24101	0.0000	149
Roble	$Ln DCC = -0.996370 + 1.093157 Ln DAP$	0.92002	0.24768	0.0000	107
Tepa	$Ln DCC = -1.820719 + 1.341012 Ln DAP$	0.89418	0.22397	0.0000	44
Tineo	$Ln DCC = -1.180638 + 1.163262 Ln DAP$	0.79144	0.24488	0.0013	13
Ulmo	$Ln DCC = -1.581140 + 1.248197 Ln DAP$	0.901	0.80362	0.0000	25