UNIVERSIDAD NACIONAL DE LA PLATA
FACULTAD DE CIENCIAS AGRARIAS Y FORESTALES



Doctorado de la Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales
TESIS DOCTORAL

Crecimiento de *Austrocedrus chilensis* y *Nothofagus dombeyi* en bosques mixtos y condiciones ambientales para el desarrollo de sus renovales: contribuciones al manejo de rodales afectados por el mal del ciprés

Por

Marina Caselli
Ingeniera Forestal

Dr. Guillermo Emilio Defossé
CIEFAP-CONICET-UNPSJB
Director

Dr. Gabriel Ángel Loguercio
CIEFAP-UNPSJB
Co-director

Dra. María Florencia Urretavizcaya
CIEFAP-CONICET
Co-directora

Ing. Ftal. Pablo Yapura
UNLP
Asesor académico

La Plata, Argentina
2020

Dedicada a los pilares de mi vida, Camilo y Fernando

A mi mamá y a mi papá

Agradecimientos

Agradezco profundamente a mi familia, Camilo y Fernando, por su amor, por su apoyo, por acompañarme incondicionalmente en estos años de trabajo arduo, en las buenas y en las malas, y durante tantos kilómetros y ciudades, entre muestreos y cursos, por ser mi sostén, por ser mi vida entera. A mis amados mamá y papá que me han enseñado, entre tantas cosas, a superarme, a perseverar y del orgullo de los logros alcanzados, siempre en mi corazón. A mis hermanos y sus familias, por continuar el legado de mis papis y siempre estar para una palabra de aliento y compartiendo mis alegrías. A mis amigas Sabrina Rodrigues, Daiana Acquesta, Mariana López, María Laura Carrizo y Luciana Raviolo, por ser mis almas gemelas, siempre presentes.

A mi director de tesis el Dr. Guillermo E. Defossé y mis codirectores el Dr. Gabriel A. Loguercio y la Dra. María Florencia Urretavizcaya. Por los consejos de Guillermo para crecer en la investigación, su ayuda con la "temible" escritura en inglés, con las publicaciones y con esta tesis, por enseñarme la elegancia del idioma. A Gabriel por los miles de consejos en mis muestreos, con mis datos, con la bibliografía, con la escritura y en especial por las interminables horas de charlas en el bosque, en la oficina, abriéndome la cabeza, haciendo que siempre vea más allá de lo que se ve, animándome, haciendo que mi interés por el manejo forestal crezca y crezca, por siempre ser sincero conmigo en los buenos momentos y en los malos, porque sin su ayuda difícilmente hubiera logrado llegar aquí. A Florencia por siempre ayudarme a poner los pies en la tierra, a resolver, a no desesperar ante las dificultades, por su templanza, por confiar en mí siempre, por dejarme formar parte de sus proyectos y dejarme amorosamente aprender de toda su experiencia y por darme la libertad para poder formar la mía, por ser mi guía.

A los miembros del comité evaluador de estatesis de doctorado, Dr. Federico Letourneau, Dra. Miriam Gobbi y Dr. Marcelo Arturi, porque gracias a sus valiosos aportes he podido mejorar su calidad y claridad. Al personal asesor de la Universidad Nacional de La Plata, en especial a Pablo Yapura y Lelia Gualtieri, que me guiaron en los tramites de la Universidad.

A CONICET y la sociedad toda por el financiamiento de beca doctoral para poder desarrollar mis estudios de doctorado. Al CIEFAP por darme mi lugar de trabajo y por poner a mi disposición recursos para la realización de los muestreos y para la asistencia a cursos de posgrado y congresos. A la UCAR por financiar gran parte de esta investigación a través de un proyecto de investigación aplicada (PIA 14067).

Agradezco a los propietarios y administradores de la Estancia Cacique Foyel, de la Provincia de Río Negro, por permitirme hacer parte de mis muestreos en sus hermosos bosques.

A miembros de Campo Forestal General San Martín del INTA y responsables de la Reserva Forestal Loma del Medio - Río Azul, Provincia de Río Negro, por haberme permitido realizar parte de mis muestreos en la Reserva y en especial a Marcos Ancalao, por su predisposición para colaborar con los permisos y visitas. A la Subsecretaría de Bosques de la Provincia de Río Negro, por otorgarme los permisos correspondientes para la realización de los muestreos. A la Administración de Parques Nacionales por otorgarme el permiso de investigación para los muestreos en el Parque Nacional Los Alerces. A los señores Robers y Garzonio, por permitirnos la instalación de los ensayos de plantación en sus propiedades, en el Valle 16 de Octubre, Provincia de Chubut.

Finalmente agradezco de todo corazón a todos aquellos que me ayudaron en el proceso de desarrollo de la tesis, en el campo, en el laboratorio, en el vivero y en la oficina. Un especial agradecimiento a Tania Figueroa, Cristian Huisca, Stefano Gianolini y Julieta Sandoval, por ayudarme con gran parte de los muestreos en el bosque y acompañarme en las tareas menos gratas, por tantos kilómetros recorridos (¡más de 12.000!), les agradezco cada minuto compartido jugando a los ingenieros forestales, porque fue un placer trabajar con ellos. A Ariel Neri, mi amigo de las caminatas por la Patagonia, por su ayuda en los muestreos y por juntos compartir el amor por el bosque y la naturaleza. A Carol González, Ramiro Gorosito, Leticia Pafundi, Julieta Azquenazi y Mailén Concha, por su ayuda en el campo, con frío, con calor, con viento o con lluvia. A Cristian Muñoz, nuestro motosierrista, plantador y alambrador, por cultivar sus habilidades en cada volteo, para que todo saliera perfecto en cada muestreo, por su dedicación para la pala y las plantitas y, por su paciencia para trabajar conmigo y mi equipo. A Sergio Huenchuman, Huenchu, por siempre estar atento a que las camionetas estuvieran en condiciones para la ruta, y que tuviéramos todas las herramientas listas. A Liliana Contardi por siempre tener un consejo con las cuestiones del vivero. Por último, y no menos importante, agradezco a mis compañeros de la oficina en estos años, a Natalia Lederer, Tania Figueroa, Leticia Pafundi, Melisa Rago, Juan Manuel Roggero y María Eugenia Salgado Salomón, por haber compartido las alegrías y las risas, y ¡sobre todo las catarsis!, mate de por medio, ¡gracias Meli por tus mates!

A todos y cada uno les agradezco por haberme acompañado en este camino.

"En la naturaleza todos los procesos están relacionados unos con otros y, por esta razón, no hay oraciones completas que puedan describirla, sólo una que tomaría una eternidad pronunciar"
(Confucius 551-479 a.C.)

RESUMEN GENERAL

El ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis* (D. Don) Pic. Ser. et Bizzarri), es una conífera endémica de importancia forestal de los bosques Andino-patagónicos. El manejo silvícola de estos bosques se encuentra condicionado, en gran parte de su distribución natural, por el "mal del ciprés", una enfermedad que produce mermas en su crecimiento y mortalidad. Los bosques enfermos pierden progresivamente su estructura y valor, siendo limitadas las posibilidades de aplicar en ellos un manejo forestal sustentable. En algunos rodales con mal del ciprés se ha observado que debido a la reducción de la cobertura del dosel que ocasiona la enfermedad, se impulsa el proceso de regeneración natural de la especie y, cuando existe una fuente de semillas cercana, también se incorpora la regeneración natural de coihue (*Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst.). El coihue es otra especie de valor con la cual el ciprés se combina naturalmente en parte de su distribución, formando bosques mixtos. El manejo de bosques mixtos es un tópico de creciente interés internacional debido a las ventajas productivas y ambientales que estos presentan en comparación con los mono-específicos. La productividad de los bosques mixtos está condicionada por la forma en que se distribuye el espacio de crecimiento entre los distintos componentes de la estructura forestal, como las especies y los estratos. En estructuras mixtas las variables forestales tradicionales (área basal, índices de densidad como el IDR, etc.) no permiten una buena representación del espacio de crecimiento ocupado. Un mejor indicador es el índice de área foliar (IAF).

Esta tesis presenta información de base para diseñar propuestas para la conversión de bosques de ciprés enfermos y su manejo como bosques mixtos, a fin de aprovechar las ventajas productivas y ecosistémicas que esta conversión podría originar. El objetivo general de la tesis fue generar conocimientos para el manejo forestal de los bosques mixtos de ciprés de la cordillera y coihue, para las etapas de establecimiento y de conducción del rodal. Para la primera, acerca de la relación entre las condiciones ambientales (macro y micro) y el crecimiento de la regeneración de ambas especies, y para la segunda, cómo influye el espacio de crecimiento ocupado y su distribución sobre el incremento en volumen del rodal en distintas estructuras.

Para cada especie se desarrollaron funciones de predicción del área foliar mediante relaciones alométricas y se evaluó su relación con el incremento corriente en volumen y la eficiencia de crecimiento. Los resultados muestran ajustes lineales satisfactorios para ambas especies. Las funciones ajustadas constituyen una herramienta fundamental para estudiar la distribución del crecimiento y formular pautas de manejo para bosques mixtos a través del control del espacio de crecimiento ocupado mediante el uso del IAF.

En bosques mixtos naturales se determinó que las diferencias en el incremento corriente en volumen (ICV) del rodal de las estructuras estudiadas estuvieron más relacionadas a cómo se distribuye el IAF entre las especies que al IAF total del rodal. El coihue es la especie que aporta más al crecimiento del rodal en los bosques mixtos y muestra el doble de eficiencia para una misma unidad de área foliar. A su vez, el porcentaje de árboles eficientes del rodal está relacionado con el IAF del rodal, de manera que rodales con menores IAF muestran mayor eficiencia. Por otra parte, el crecimiento en altura de los renovales de ciprés y coihue tiene una relación inversa con el IAF del rodal. Sin embargo, el crecimiento en altura de coihue se ve favorecido en rodales con IAF menor a 4, mientras que el ciprés no presenta un umbral. A su vez, el crecimiento de los renovales se ve influenciado por la proporción de las especies en el IAF, evidenciando un efecto negativo de una mayor proporción de coihue en el dosel. Por lo tanto, para potenciar el crecimiento del rodal es recomendable aumentar la participación de IAF de coihue, mientras que para promover la regeneración es necesario disminuirla.

En condiciones de vivero se determinó la respuesta en supervivencia y crecimiento de ciprés y coihue ante el efecto conjunto de distintos regímenes de luz y de humedad edáfica. En el campo a su vez, y en un sitio mésico y otro xérico, se determinó la respuesta de ambas especies a la cobertura del dosel, a la vegetación circundante y a la protección artificial. En vivero ambas especies mostraron respuestas similares a los factores estudiados en supervivencia e incremento en DAC, altura y volumen, y fueron susceptibles a la sequía. Aunque se observaron porcentajes de supervivencia similares al final de la temporada entre las especies, niveles de luz bajos y una mayor adaptación a la sequía retrasaron significativamente la mortalidad de las plantas de ciprés en comparación con las de coihue. En ambas especies una baja luminosidad puede afectar negativamente el crecimiento, al igual que una baja humedad. Los mayores crecimientos se registraron en los niveles intermedios de ambos factores y el coihue creció más que el ciprés. A campo se observó que ambas especies tienen buena supervivencia y crecimiento cuando la cobertura del dosel es de más de 30%. La remoción de la vegetación competidora es beneficiosa para ambas especies en ambos sitios. Para plantaciones sin cobertura del dosel se recomienda el uso de protección artificial. Ambas especies tienen el potencial para la restauración de rodales afectados por el mal del ciprés.

ABSTRACT

Andean cypress (*Austrocedrus chilensis* (D. Don) Pic. Ser. Et Bizzarri), is an endemic conifer of the Andean-Patagonian forests. Silvicultural management of these forests is conditioned, in a great part of its natural distribution, by "mal del ciprés", a root pseudo-fungus related disease that causes growth losses and mortality. Sick forests progressively lose their structure and timber value, and the possibilities of applying sustainable forest management are limited. In some sick stands, it has been observed that due to the canopy cover reduction that causes the disease, natural regeneration process of this species is promoted and, when there is a nearby seed source, is also incorporated natural regeneration of coihue (*Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst). Coihue is another valuable species with which cypress is naturally combined in part of its distribution by forming mixed forests. Management of mixed forests is a topic of growing international interest due to the productive and environmental advantages that they have in comparison with the mono-specific forests. Mixed forests productivity is conditioned by the way in which the growing space is distributed among different components of the forest structure, such as species and strata. In mixed structures, the traditional forest variables (basal area, density indexes such as RDI, etc.) do not allow a good representation of the growing space occupancy. A better indicator is the leaf area index (LAI).

This thesis presents basic information to design proposals for the conversion of sick cypress forests and their management as mixed forests, in order to take advantage of the productive and ecosystemic benefits that this conversion could originate. The general objective of this thesis was to generate knowledge for the forest management of the Andean cypress-coihue mixed forests, from early establishment to management stages. For early establishment, we explored the relationship between environmental conditions (macro and micro) and the regeneration growth of both species, and for the establishment stage, how the growing space occupied and his distribution influences the growth of the stand in different structures.

For each species, leaf area prediction functions were developed by allometric relationships and their relationship-evaluated with the increase in volume and growth efficiency. The results showed satisfactory linear adjustments for both species. The adjusted functions constitute a fundamental tool to study the distribution of growth and formulate management guidelines for mixed forests through the control of growing space occupancy by the leaf area index.

By studying mixed forests natural structures, it was determined that the differences in the current increment volume of the stand (ICV) was more related to how LAI is distributed among the species than to the total LAI of the stand. Coihue is the species that contributes the most to the stand growth in mixed forests and shows twice the efficiency for the same unit of leaf area

than cypress. In turn, percentage of efficient stand trees is related to the stand LAI, so that stands with lower LAI show greater efficiency. On the other hand, height growth of cypress and coihue saplings has an inverse relationship with the stand LAI. However, coihue height growth is favored in stands with LAI lower than 4, while cypress does not present a threshold. Saplings growth, in turn, is influenced by the proportion of species in LAI, with the negative effect of a greater proportion of coihue in the canopy being evident. Therefore, to enhance the stand growth it is advisable to increase the proportion of LAI for coihue, while to promote regeneration it is necessary to decrease it.

Under nursery conditions, the response in survival and growth of cypress and coihue was determined by the effects of different light and soil humidity regimes. In the field, in turn, and in a mesic and in a xeric site, was determined the response of canopy coverage, competition and artificial protection. In the nursery, both species showed similar responses in survival and increase in diameter at collar height, height and volume, and were susceptible to drought. Although similar percentages of survival between species were observed, low light levels and greater adaptation to drought significantly delayed mortality of cypress seedlings as compared to coihue. Low light levels negatively affects growth, as does low humidity values. The highest growth was recorded in the intermediate levels of both factors and coihue grew more than cypress. In the field, it was observed that both species have good survival and growth when canopy cover is over 30%. The removal of competing vegetation is beneficial for both species and both sites. For planting without canopy cover, the use of artificial protection is recommended. Both species have potential for the restoring sick cypress stands.

ABREVIATURAS UTILIZADAS

$_s$ = : error estándar
AAA: área media de anillo anual en la albura
AAP: área de albura a la altura del pecho
AABC: área de albura en la base de la copa
AB: área basal
AC: área de copa
AF: área foliar
ANOVA: análisis de varianza
CC: capacidad de campo
DAC: diámetro a la altura del cuello
DAP: diámetro a la altura del pecho
E: edad a 0,3 m de altura
EI: eficiencia de crecimiento individual
ER: eficiencia de crecimiento del rodal
ES: estrés
H: altura
HBC altura a la base de la copa viva
HMC altura de la mitad de la copa viva
HR Altura relativa
IA: incremento absoluto
IR: incremento relativo
IAF: índice de área foliar
ICA: incremento corriente anual
ICV: incremento corriente anual en volumen
ICH: incremento corriente en altura
ICSN: incremento corriente anual de la sección normal
IMA: incremento medio anual
LA: luz alta
LB: luz baja
LC: largo de copa
LI: luz intermedia
LM: luz media-baja
Mi: grado de mezcla de especies
PSA: peso seco aéreo
PSR: peso seco radical
RCV: razón de copa viva
Ui: grado de dominancia diamétrica

CONTENIDOS

ORGANIZACIÓN DE LA TESIS 2

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN A LA TEMÁTICA Y OBJETIVOS

1.1. INTRODUCCIÓN GENERAL 4
1.1.1. Los bosques mixtos en el contexto forestal mundial 4
1.1.2. Herramientas del manejo forestal 5
1.1.3. Los bosques de ciprés de la cordillera, el "mal del ciprés" y la incorporación de coihue 7
1.1.4. La regeneración de ciprés de la cordillera y coihue 11
1.2. OBJETIVOS E HIPÓTESIS 12

CAPÍTULO 2: ÁREA FOLIAR E INCREMENTO EN VOLUMEN INDIVIDUAL DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE

2.1. RESUMEN 16
2.2. INTRODUCCIÓN 17
2.3. OBJETIVOS 19
2.4. MATERIALES Y MÉTODOS 19
2.4.1. Metodología de muestreo a campo y procesamiento de datos 19
2.4.1.1. Selección de árboles muestra y caracterización del entorno de crecimiento 19
2.4.1.2. Cubicación y determinación del incremento en volumen 21
2.4.1.3. Área de albura 22
2.4.1.4. Área foliar 22
2.4.1.5. Eficiencia de crecimiento individual 23
2.4.2. Modelos evaluados 23
2.5. RESULTADOS 25
2.5.1. Atributos de los árboles muestra y selección de variables 25
2.5.2. Modelos de predicción del área foliar 26
2.5.3. Incremento en sección transversal, altura y volumen de árboles muestra 31
2.5.4. Relación entre el área foliar y el incremento corriente en volumen 35
2.5.5. Relación del incremento corriente en volumen con otras variables de interés 36
2.5.6. Eficiencia de crecimiento individual 37
2.6. DISCUSIÓN 38
2.6.1. Área foliar específica 38
2.6.2. Relación del área foliar con las variables seleccionadas 39
2.6.3. Estimación del área foliar 41

2.6.4. Incremento en volumen del fuste 43
2.6.5. Eficiencia de crecimiento individual 44
2.7. CONCLUSIONES 45

CAPÍTULO 3: CRECIMIENTO DEL DOSEL EN RELACIÓN AL ÍNDICE DE ÁREA FOLIAR Y LA EFICIENCIA DE CRECIMIENTO EN BOSQUES MIXTOS DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE

3.1. RESUMEN 48
3.2. INTRODUCCIÓN 49
3.2. OBJETIVOS E HIPÓTESIS 50
3.3. MATERIALES Y MÉTODOS 51
3.3.1. Área de estudio 51
3.3.2. Muestreos de campo y procesamiento de la información 51
3.4. RESULTADOS 54
3.4.1. Descripción de las estructuras 54
3.4.2. Incremento corriente anual en volumen 59
3.4.3. Eficiencia de ocupación del espacio de crecimiento del rodal, por especie y estrato ... 61
3.5. DISCUSIÓN 66
3.6. CONCLUSIONES 69

CAPÍTULO 4: CRECIMIENTO DE RENOVALES EN BOSQUES MIXTOS DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE EN RELACIÓN AL ÍNDICE DE ÁREA FOLIAR DEL DOSEL

4.1. RESUMEN 72
4.2. INTRODUCIÓN 73
4.3. OBJETIVO E HIPÓTESIS 74
4.4. MATERIALES Y MÉTODOS 74
4.4.1. Muestreos de campo 74
4.4.2. Análisis estadístico 76
4.5. RESULTADOS 76
4.5.1. Atributos de los renovales muestreados 76
4.5.2. Incremento en altura y su relación con el índice de área foliar del dosel 77
4.6. DISCUSIÓN 80
4.7. CONCLUSIONES 82

CAPÍTULO 5: CONDICIONES DE LUZ Y HUMEDAD ADECUADAS PARA LA SUPERVIVENCIA Y CRECIMIENTO INICIAL DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE. ESTUDIOS EN VIVERO

5.1. RESUMEN 84
5.2. INTRODUCCIÓN 85
5.3. OBJETIVO E HIPÓTESIS 88
5.4. MATERIALES Y MÉTODOS 88
5.4.1. Área de estudio 88
5.4.2. Diseño experimental 89
5.4.3. Caracterización de los plantines de ciprés y coihue 92
5.4.4. Análisis estadístico 92
5.5. RESULTADOS 94
5.5.1. Ensayo 1 94
5.5.1.1. Caracterización morfológica de los plantines 94
5.5.1.2. Condiciones ambientales de crecimiento 94
5.5.1.3. Supervivencia 95
5.5.1.4. Crecimiento inicial 97
5.5.2. Ensayo 2 100
5.5.2.1. Caracterización morfológica de los plantines 100
5.5.2.2. Condiciones ambientales de crecimiento 100
5.5.2.3. Supervivencia 101
5.5.2.4. Crecimiento inicial 102
5.5.2.5. Caracteres funcionales 110
5.6. DISCUSIÓN 116
5.5.1. Efectos de la luz, la humedad edáfica y la especie sobre la supervivencia de los plantines 116
5.5.2. Efectos de la luz, la humedad edáfica y la especie sobre el crecimiento 118
5.5.3. Efectos de la luz, la humedad edáfica y la especie sobre los caracteres funcionales . 119
5.7. CONCLUSIONES 120

CAPÍTULO 6: CONDICIONES AMBIENTALES ADECUADAS PARA LA SUPERVIVENCIA Y DESARROLLO INICIAL DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE A CAMPO

6.1. RESUMEN 124
6.2. INTRODUCCIÓN 125
6.3. OBJETIVO E HIPÓTESIS 128
6.4. MATERIALES Y MÉTODOS 128
6.4.1. Área de estudio 128
6.4.2. Diseño experimental 129
6.4.2.1. Ensayo 2015 130
6.4.2.2. Ensayo 2016 131
6.4.3. Caracterización de los plantines 133

6.4.4. Caracterización de los sitios de plantación 133
6.4.5. Análisis estadístico 133
6.5. RESULTADOS 134
6.5.1. Ensayo 2015 134
6.5.1.1. Material vegetal utilizado 134
6.5.1.2. Condiciones ambientales de la temporada de crecimiento 135
6.5.1.3. Vitalidad y supervivencia 135
6.5.1.4. Incremento en diámetro de cuello 138
6.5.1.5. Incremento en altura 138
6.5.2. Ensayo 2016 139
6.5.2.1. Material vegetal utilizado 139
6.5.2.2. Condiciones de crecimiento 139
6.5.2.3. Ensayo 2016/1: Efecto de la vegetación circundante en las parcelas de cobertura alta, intermedia y sin cobertura 143
6.5.2.4. Ensayo 2016/2: Efecto de la vegetación circundante y la protección artificial en las parcelas sin cobertura 147
6.6. DISCUSIÓN 151
6.6.1. Efectos sobre la supervivencia 152
6.6.2. Efectos sobre el crecimiento 154
6.7. CONCLUSIONES 155

CAPÍTULO 7: IMPLICANCIAS DE LOS RESULTADOS PARA EL MANEJO DE BOSQUES MIXTOS DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE Y PARA LA RESTAURACIÓN DE BOSQUES AFECTADOS POR MAL DEL CIPRÉS

7.1. INDICE DE ÁREA FOLIAR DEL DOSEL: SU RELACIÓN CON EL INCREMENTO EN VOLUMEN Y LA EFICIENCIA DE CRECIMIENTO DEL DOSEL Y CON EL INCREMENTO EN ALTURA DE LOS RENOVALES 158
7.1.1 Implicancias para la etapa de conducción 158
7.1.1 Implicancias para la etapa de regeneración 159
7.2. HERRAMIENTAS PARA LA CONSTRUCCIÓN DE ESTRUCTURAS META DE BOSQUES MIXTOS 159
7.2.1. Herramientas para relacionar el IAF con el área basal, el número de árboles y el ICV 159
7.2.2. Simulación de estructuras meta para la etapa de conducción 163
7.2.3. Simulación de estructuras meta para favorecer el crecimiento de los renovales 165
7.4. RESTAURACIÓN Y ENRIQUECIMIENTO FORESTAL CON CIPRÉS Y COIHUE 167
7.5. NECESIDADES DE INVESTIGACIÖN 167

FINANCIAMIENTO DE LA TESIS 170
BIBLIOGRAFIA 172
PUBLICACIONES SURGIDAS DE ESTA TESIS 194
ANEXOS 219

ORGANIZACIÓN DE LA TESIS

Esta tesis se presenta con un capítulo introductorio, que desarrolla el marco teórico general, 5 capítulos independientes, cada uno de los cuales desarrolla un aspecto de la temática bajo estudio y un capítulo final, con las consideraciones finales. Esta organización procura que el lector pueda comprender el marco teórico de cada estudio abordado sin necesidad de remitirse a otros capítulos.

En el Capítulo 1 introduce a la temática de los bosques de ciprés, sus condicionantes para el manejo forestal y la posibilidad de conversión a bosques mixtos con coihue, imitando procesos naturales, para desarrollar bosques más sanos y resilientes. Además se describe el índice de área foliar como herramienta de manejo para bosques de estructuras complejas como las de los mixtos, y se exponen los objetivos, hipótesis y predicciones de trabajo de la tesis.

El Capítulo 2 presenta las funciones de predicción del área foliar desarrolladas para su aplicación en los Objetivos específicos 1 y 2 de esta tesis. Se describe la metodología utilizada, las variables y los modelos obtenidos. A su vez se desarrolla un modelo de predicción del crecimiento en volumen en función del área foliar a partir de los árboles muestreados.

El Capítulo 3 aborda el Objetivo específico 1 de esta tesis, presentando la aplicación de las funciones de predicción del área foliar para determinar el índice de área foliar en distintos rodales mixtos de ciprés y coihue, y su relación con el crecimiento del rodal y sus componentes (especies y estratos). Se presentan recomendaciones para el manejo de los bosques mixtos de ciprés y coihue, mediante el control del índice de área foliar por especie y estrato de altura.

El Capítulo 4 aborda el Objetivo específico 2 de esta tesis, presentando la aplicación de las funciones de predicción del área foliar para determinar el índice de área foliar en distintos rodales mixtos de ciprés y coihue, y su relación con el crecimiento en altura de los renovales de ambas especies. Se presentan las condiciones de ocupación del rodal, en términos del índice de área foliar, que favorecen el desarrollo de la regeneración de ambas especies.

El Capítulo 5 aborda el Objetivo específico 3 de esta tesis, presentando la descripción y resultados de ensayos en vivero, instalados para conocer las condiciones adecuadas luz y humedad para la supervivencia y crecimiento inicial de ciprés y coihue. Se presentan conclusiones acerca de las condiciones límites y las más favorables para la regeneración de estas especies.

El Capítulo 6 aborda también el Objetivo específico 3 de esta tesis, presentando la descripción y resultados de ensayos a campo, instalados en dos sitios con condiciones de humedad diferentes, donde se evaluó la supervivencia y desarrollo inicial de ciprés y coihue bajo distintas coberturas del dosel. Se presentan recomendaciones para el enriquecimiento y restauración de bosques de ciprés y para la promoción de los bosques mixtos.

En el Capítulo 7 se describen las recomendaciones para el manejo forestal derivadas de esta tesis, las primeras herramientas para el diseño de estructuras meta de bosques mixtos de ciprés y coihue y las necesidades de investigación.

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN A LA TEMÁTICA Y OBJETIVOS

1.1. INTRODUCCIÓN GENERAL

1.1.1. Los bosques mixtos en el contexto forestal mundial

En las últimas décadas, el paradigma del manejo forestal tradicional basado en la simplificación de las estructuras está siendo paulatinamente reemplazado por la tendencia hacia un manejo forestal basado en procesos naturales (O'Hara 2016). Esto se debe principalmente a que, en el contexto de un manejo sustentable de los recursos naturales y del cambio climático, las sociedades demandan ecosistemas más diversos y con capacidad de adaptación a los cambios. Ecosistemas más diversos son capaces de proveer más servicios ambientales (refugio, regulación del clima, retención del suelo, recreación, producción) que aquellos mono-específicos coetáneos, considerados, aunque a veces erróneamente, como menos naturales (Lamprecht 1989, Matthews 1989, Larsen 1995). En este sentido los bosques mixtos aparecen como una alternativa atractiva, ya que se considera que los mismos presentan más resiliencia frente a disturbios (Pretzsch et al. 2013), mayor biodiversidad (Scherer-Lorenzen et al. 2010), más capacidad de adaptación al cambio climático (Kolstrom et al. 2011, Brang et al. 2014), y mayor productividad forestal y provisión de otros servicios ambientales (Jactel et al. 2009). Sin embargo, los múltiples beneficios de estos bosques se contraponen, desde el punto de vista de la gestión, con su mayor complejidad. Esto impone un desafío para comprender su estructura y funcionamiento, a fin de desarrollar un manejo forestal basado en procesos naturales, que permita su adaptación a disturbios y a las condiciones ambientales cambiantes.

Desde la perspectiva del manejo forestal, es deseable mejorar la adaptabilidad de los bosques y para ello es aconsejable la coexistencia de especies que pertenecen a diferentes grupos funcionales y/o con diferentes estrategias para enfrentar los disturbios (Sánchez-Pinillos et al. 2016, Coll et al. 2018). Esto se traduce en promover y mantener la heterogeneidad de la estructura y la composición y en incorporar las variaciones en el tiempo y espacio (diferentes edades, doseles irregulares en tamaños y especies), como atributos para aumentar la resiliencia de los bosques (Lloret et al. 2007, Puettmann et al. 2009, Messier et al. 2013). En grandes extensiones de los bosques de climas templado-fríos predomina naturalmente una sola especie en el dosel. Sobre estos bosques descansan las bases del manejo forestal de bosques puros. Sin embargo, la coexistencia de dos o más especies en el dosel, constituye un desafío para el manejo

forestal en sí misma, ya que las interacciones entre las especies normalmente son dinámicas, cambiando en la medida que la disponibilidad de los recursos y las condiciones climáticas cambian (Forrester 2014). Por ello, las interacciones de facilitación entre dos especies pueden transformarse en interacciones competitivas o viceversa (Binkley 2003, Boyden et al. 2005, Pretzsch et al. 2010, Forrester et al. 2011, Bouillet et al. 2013). Por esta razón, es necesario entender cómo estas interacciones cambian cuando se manejan masas mixtas para comprender los cambios en la productividad del bosque y mejorar la capacidad de adaptación de los mismos frente a disturbios (Reif et al. 2010, Forrester 2014).

1.1.2. Herramientas del manejo forestal

Diversos estudios han demostrado la importancia que la ocupación vertical del espacio de crecimiento tiene sobre el crecimiento y la productividad de los rodales (Long y Smith 1990, O'Hara 1996, O'Hara et al. 1999). Tradicionalmente, la toma de decisiones de conducción de rodales sustentada en investigaciones silviculturales se ha basado en el control de parámetros de la porción horizontal de la estructura, como el número de árboles, área basal, índices de densidad relativa, etc., (Assmann 1970, Curtis 1970, West 1983, Ernst y Knapp 1985, O'Hara 2014). Esta silvicultura fue desarrollada principalmente para bosques puros, asumiendo que la principal limitación para el crecimiento de los árboles proviene de la competencia horizontal (O'Hara 1988). Sin embargo, el espacio de crecimiento, comprendido como el conjunto de todos los recursos del sitio necesarios para que un árbol pueda existir en un sitio dado (Smith 1986, O'Hara 1988, Oliver y Larson 1996, Foli et al. 2003)), está conformado también por la dimensión vertical (Spies 1998, O'Hara 2014). Esto es así ya que a medida que los árboles se desarrollan, extienden sus raíces y ramas tridimensionalmente, produciendo hojas que permiten la captura de los factores de crecimiento: la luz, el agua, los nutrientes minerales, la temperatura, el oxígeno y el dióxido de carbono (Oliver y Larson 1996). Como consecuencia, la falta de espacio físico disponible tanto horizontal como vertical durante el desarrollo del árbol, condiciona negativamente la posibilidad de obtener los factores necesarios para su crecimiento a través de las hojas, las cuales a su vez deben ser abastecidas por las raíces. Por lo tanto, el concepto de espacio de crecimiento debe ser entendido como dimensional cuando el crecimiento es limitado por el volumen de espacio disponible para la penetración de raíces y tallos o por las áreas de superficies disponibles para la acumulación de nutrientes, agua o luz, y también puede describir situaciones más abstractas, tales como cuando las condiciones nutritivas limitan la capacidad del sitio de soportar el crecimiento de una planta (Oliver y Larson 1996).

A su vez, no todas las unidades de área foliar son igualmente eficientes en la fotosíntesis, lo que depende del grado de exposición de las hojas al sol y a agentes desecantes como el viento (Smith et al. 1997). Esta exposición está condicionada por el desarrollo en altura del árbol respecto a sus vecinos y en menor medida por el cierre de copas horizontal (O'Hara 1988). La distribución del espacio de crecimiento cobra especial importancia en los bosques mixtos, dado que los recursos del sitio son ocupados de diferente forma por los distintos componentes del rodal (especies, cohortes, estratos), condicionando la productividad, de acuerdo a la disponibilidad de los factores para el crecimiento (luz, agua, temperatura, dióxido de carbono, oxigeno, nutrientes) y de las tasas de crecimiento genéticamente predeterminadas de las especies. Por ello, la ocupación del espacio de crecimiento disponible por parte del dosel trae consecuencias también sobre la regeneración natural (O'Hara 2014). Por lo tanto, el conocimiento del espacio de crecimiento ocupado y su distribución entre especies y estratos constituye la base en el diseño de esquemas de manejo en la etapa de regeneración y de conducción de los bosques mixtos.

El índice de área foliar (IAF) es una medida que se ha utilizado para representar el espacio de crecimiento ocupado, relacionada con la capacidad fotosintética de los árboles, y por lo tanto con su crecimiento (Waring 1983, Long y Smith 1984, O'Hara 1988, O'Hara y Gersonde 2004). El IAF se define como la razón entre el área total proyectada de la hojas y el área de la superficie del suelo que ocupan (Larcher 1983, O'Hara et al. 1999). A su vez, el área foliar tiene una relación estrecha con el área de albura en la base de la copa viva (Waring et al. 1982), que puede ser explicada mediante el modelo de tubos ("*pipe model*"). Este modelo propone que el agua necesaria para abastecer una unidad de follaje es provista por una unidad proporcional de tejido de conducción en el tronco (Shinozaki et al. 1964ab). A su vez, existe una fuerte relación entre el área de albura en la base de copa viva y el área de albura a la altura del pecho (Long et al. 1981, Waring et al. 1982, O'Hara y Valappil 1995). Dado que esta última variable es más fácil de medir, suele ser utilizada para la estimación indirecta del área foliar (Long et al. 1981, Long y Smith 1988, O'Hara et al. 1999, O'Hara et al. 2001). Sumando las áreas foliares de los árboles del rodal y dividiendo por la superficie que ocupan, se obtiene el IAF.

La forma en que los distintos componentes del rodal (especies, estructura de edades, posición social, etc.) ocupan el espacio de crecimiento disponible es determinante en la eficiencia de uso de dichos recursos (O'Hara 1988). La eficiencia de crecimiento se define como el crecimiento en volumen o área basal por unidad de área foliar (Waring 1983). En general, se supone que la eficiencia se incrementa a medida que el árbol mejora su posición social, dada la mayor disponibilidad de luz (Hamilton 1969, Assman 1970, Roberts y Long 1992, O'Hara 1996, Webster y Lorimer 2003). Sin embargo, dentro de un estrato de altura dado, los árboles con copas

más grandes, si bien a menudo crecen más rápido, tienden a ser menos eficientes en el uso del espacio de crecimiento que árboles con copas más pequeñas (Assmann 1970, O'Hara 1988, Sterba y Amateis 1998). Esto es así pues los árboles grandes poseen mayor cantidad de hojas cuyo mantenimiento implica, a su vez, un gasto energético que se realiza a expensas del crecimiento del fuste (Seymour y Kenefic 2002). A su vez, a nivel de rodal la eficiencia de crecimiento disminuye cuando la proporción de espacio efectivamente ocupado es alta (Waring 1983, O'Hara et al. 1999). Las diferencias en la tasa de eficiencia de árboles de diferentes especies, edades y posiciones sociales, conlleva la posibilidad de manipular la estructura del rodal a favor de los componentes más eficientes, según objetivos definidos de manejo, aun manteniendo constante el espacio de crecimiento total ocupado (O'Hara y Gersonde 2004).

La modificación del espacio de crecimiento que es ocupado por los distintos componentes del rodal puede ser conducida a través del manejo forestal, pero también agentes abióticos (ej. sequias) y bióticos (ej. plagas) pueden incidir en la distribución. Algunos agentes abióticos como el viento, pueden liberar espacio de crecimiento al producirse volteos o dañar las copas de árboles individuales o de grupos de árboles. Los agentes bióticos, como plagas y enfermedades, pueden modificar el espacio de crecimiento a pequeña o gran escala, liberando recursos que son luego utilizados por la vegetación sobreviviente. Asimismo agentes abióticos y bióticos pueden actuar sinérgicamente provocando la liberación de mayor espacio de crecimiento. Un ejemplo de esta sinergia, entre el clima y una enfermedad, está teniendo lugar en la Patagonia Andina Central hace ya algunas décadas en los bosques de ciprés de la cordillera, una conífera endémica de los bosques Andino-patagónicos de gran importancia forestal.

1.1.3. Los bosques de ciprés de la cordillera, el "mal del ciprés" y la incorporación de coihue

El ciprés de la cordillera -en adelante "ciprés"- (*Austrocedrus chilensis* (D. Don) Pic. Ser. et Bizzarri) es una conífera endémica de los bosques Andino-Patagónicos de Argentina y la de mayor rango geográfico de distribución (Dezzotti y Sancholuz 1991), cuya distribución actual está asociada principalmente al clima y a los antiguos incendios. A pesar de que los bosques dominados por ciprés ocupan tan solo 95.500 ha (CIEFAP-MAyDS 2016), sus características ecológicas, productivas y escénicas lo hacen la conífera nativa más importante en el norte de la región patagónica de Argentina (Urretavizcaya y Defossé 2013). La pluviometría del área de distribución del ciprés (entre 37° y 44° de Lat. S y entre 70°45´ Long. O y las altas cumbres de la Cordillera de los Andes que marcan el límite internacional con Chile, Bran et al. 2003) se caracteriza por una abrupta disminución de las precipitaciones en sentido Oeste-Este, debida al efecto de "sombra de lluvia" que provoca la presencia de la Cordillera de los Andes. Este

gradiente determina, junto con la topografía, las especies acompañantes del ciprés y el tipo de bosques que allí se desarrollan (Kitzberger 2005, Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti y Sancholuz 1991).

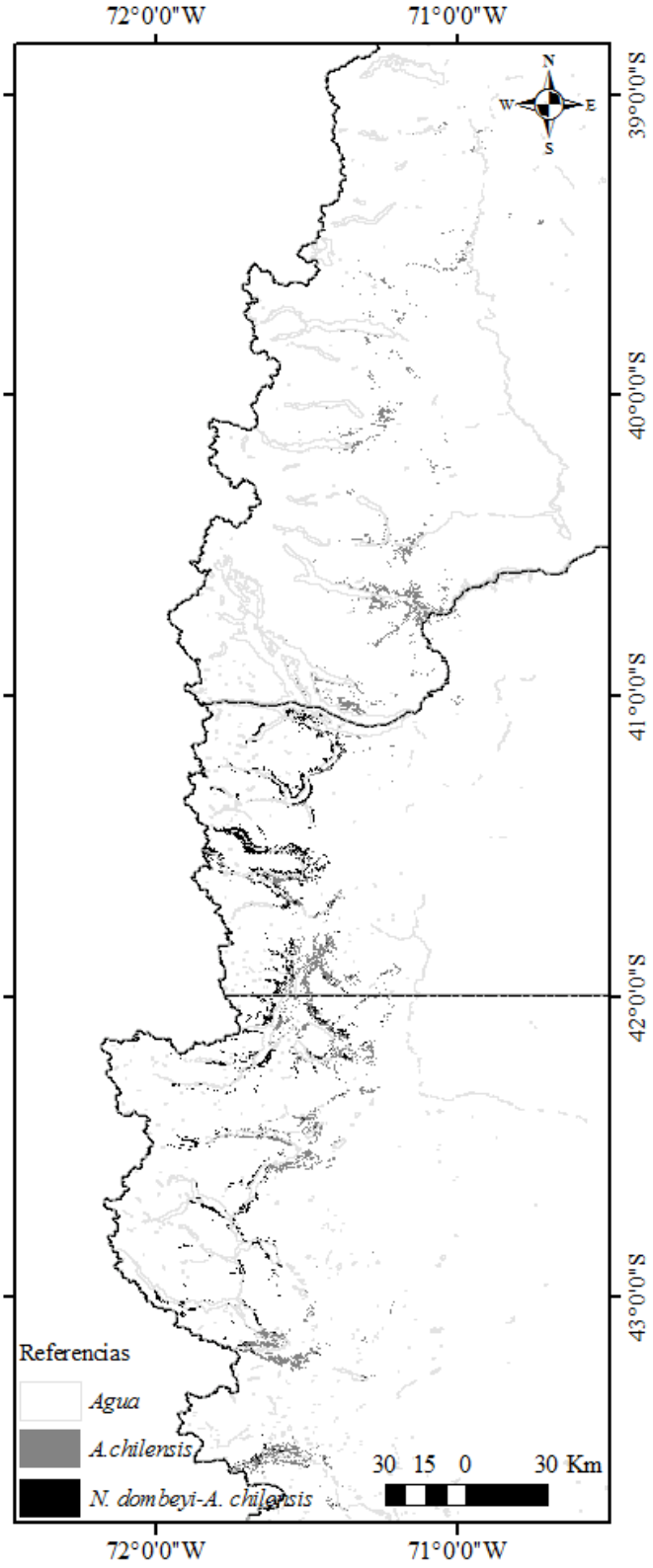


Figura 1.1. Distribución de los bosques de ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*) y de los bosques mixtos de ciprés de la cordillera y coihue (*Nothofagus dombeyi*) (Fuente de datos: CIEFAP-MAyDS 2016)

En esta región, los incendios naturales y los provocados por el hombre han sido los disturbios prevalentes, aún antes de la llegada de los europeos (Veblen y Lorenz 1988, Dezzotti 1996). Estos incendios eran provocados principalmente para generar pasturas (Willis 1914, Rothkugel 1916, Biedma 1967, Solbrig 1983) y tuvieron su mayor impacto a principios del siglo XX, debido a la extensión e intensidad de los mismos, previo a la creación de los Parques Nacionales y a las leyes de protección forestal. La regeneración natural de los bosques luego de estos grandes incendios dio lugar a la distribución actual del ciprés y sus especies asociadas (Veblen y Lorenz 1988).

Los bosques post-fuego también han estado y están expuestos a diversos impactos, mermando su calidad y capacidad de regeneración. Los bosques de ciprés han sido explotados a lo largo del siglo pasado debido al valor de su madera y fácil accesibilidad, dada su ubicación en las partes bajas de valles y laderas. Su ubicación cercana a centros urbanos y áreas recreacionales, también los ha expuesto nuevamente a incendios forestales, y más recientemente a la fragmentación producto de la actividad inmobiliaria. Además, el uso forestal sin tratamientos silviculturales, sumado a la superposición con la actividad ganadera de los predios, ha impactado sobre la regeneración y por lo tanto, en su capacidad de recuperación natural. Sumado a ello, desde hace varias décadas, en las zonas mésicas y húmedas de su distribución (más de 900 mm/año), la especie está siendo afectada por una enfermedad llamada “mal del ciprés”.

El mal del ciprés es una enfermedad compleja que tiene síntomas característicos e impone claras limitaciones para el manejo forestal. En los bosques afectados por el mal del ciprés suele estar presente el pseudo hongo *Phythophtora austrocedri* Gres. & E.M. Hansen (Pythiales, Peronosporomycetes, Straminipila) (Greslebin et al. 2007, Vélez et al. 2014). Su presencia y expansión se ve favorecida por condiciones de drenaje pobre del suelo (La Manna y Rajchenberg 2004) y por fluctuaciones climáticas extremas (Cali 1996, Mundo et al. 2010). Los bosques menos afectados se encuentran en zonas secas, al Este de la distribución natural (Núñez et al. 2014), sin embargo, se sugirió que esta enfermedad aún no ha alcanzado a cubrir su área de expansión potencial (La Manna et al. 2012). La enfermedad se manifiesta como una defoliación prematura junto al deterioro del sistema radical. Son afectados individuos de distintas edades, tamaños, sexos y posiciones sociológicas, produciendo mermas en el crecimiento individual y del rodal (Loguercio 1997), culminando con la muerte de los árboles en pie (Rajchenberg y Cwielong 1993). Los patrones de decaimiento y mortalidad a causa de la enfermedad son impredecibles en el tiempo (Relva et al. 2009, Amoroso y Larson 2010ab) y aún árboles aparentemente sanos, a juzgar por el estado de sus copas, pueden mostrar una disminución de crecimiento varios años antes de la manifestación externa de la enfermedad (Cali 1996, Loguercio y Rajchenberg 2004, Mundo et al. 2010, Amoroso et al. 2012a). A consecuencia de ello, no es posible aplicar en estos rodales una

silvicultura intensiva con objetivos de producción exigentes, dado el riesgo de que árboles selectos mueran antes de alcanzar su madurez (Loguercio 1997, 2005, Loguercio et al. 2016, 2018b). Ante esta situación, se ha sugerido realizar cortas de mejora, extrayendo periódicamente árboles muertos con valor comercial y el mantenimiento de una cobertura del sotobosque (Loguercio 1997, Loguercio et al. 2018b) que, actuando como nodriza (Gobbi y Schlichter 1998, Urretavizcaya y Defossé 2013), facilite el establecimiento de la regeneración natural. Esta situación puede plantearse en ausencia de ganado, ya que el mismo produce daños a la regeneración y promueve la formación de empastados, que limitan la supervivencia y el desarrollo de las especies forestales (Constantino y Papara 1953, La Manna et al. 2008). La reducción de la densidad del bosque debida a la enfermedad, en situaciones graves produce el cambio en el uso del suelo a favor de la actividad ganadera o de la plantación de especies exóticas, debido al bajo valor del bosque degradado (Urretavizcaya 2005).

Un aspecto interesante observado en rodales con mal del ciprés es que debido a la reducción del espacio de crecimiento ocupado por el dosel que ocasiona la enfermedad, se establece la regeneración natural de ciprés, y también se produce un ingreso de la regeneración natural de coihue (*Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst) cuando existen fuentes de semillas cercanas (Loguercio 1997, Amoroso y Larson 2010b, Amoroso et al. 2012b). El coihue es una latifoliada perenne de importancia forestal, endémica de los bosques Andino-Patagónicos, que se desarrolla en formaciones puras y mixtas con otros *Nothofagus* o asociado a ciprés (Figura 1.1). También es una especie de importancia ecológica y escénica, habiéndose aprovechado su potencial productivo sólo en el norte de su distribución donde se combina con *Nothofagus obliqua* y *Nothofagus nervosa* (Loguercio et al. 2018a). Tiene una madera de buena calidad para construcción y carpintería, por sus propiedades mecánicas y su hermoso diseño, aunque históricamente ha sido más apreciada para la construcción de muelles y embarcaciones (Hoffmann 1982). Debido a su crecimiento y desarrollo en altura, el coihue suele dominar en el estrato superior del dosel de los bosques mixtos adultos con ciprés (Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti 1996). De este modo, al incorporarse la regeneración de coihue en los bosques enfermos de ciprés, con el tiempo se complejiza la estructura, con la formación de dos o más estratos (Loguercio 1997, Amoroso et al. 2012b).

La presencia natural de regeneración de ambas especies en bosques enfermos con mal del ciprés presenta la posibilidad de imitar los procesos naturales incorporando al coihue en los bosques sin fuentes de semilla cercana. Este proceso permite aumentar la heterogeneidad de la estructura y mejorar su capacidad de adaptación y resiliencia. Sin embargo, para este proceso de conversión y la conducción futura de estos bosques, es necesario el conocimiento acerca de los procesos y estructuras de los bosques mixtos de ciprés y coihue que crecen naturalmente en la

región. A pesar de que ambas especies son muy apreciadas por su valor paisajístico y por su madera, los esfuerzos para desarrollar una silvicultura basada en conocimientos científicos de sus formaciones mixtas han sido prácticamente nulos. Por ello, esta tesis aborda el estudio del crecimiento y eficiencia de ambas especies en distintas estructuras de bosque mixto, considerando su relación con la distribución del espacio de crecimiento ocupado por cada especie y estrato de alturas. Este conocimiento permitirá contar con bases científicas y herramientas para proponer pautas de manejo de éstos bosques mixtos.

1.1.4. La regeneración de ciprés de la cordillera y coihue

Para el proceso de conversión es necesario también el conocimiento de las necesidades micro-ambientales de la regeneración a fin de promover su supervivencia y desarrollo. El ciprés y el coihue se combinan mayoritariamente en sitios relativamente húmedos, pero no se conoce suficientemente cómo la variación en el régimen de humedad interactúa con las condiciones de luz del rodal en cada una de las especies, afectando la supervivencia y crecimiento de la regeneración natural. En las zonas mésicas la regeneración puede darse luego de incendios catastróficos que eliminan el dosel, resultando en rodales mixtos de dos estratos coetáneos o con dos clases de edad, dominando una especie en cada cohorte (Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti 1996). En su estado adulto ambas especies regeneran aunque el coihue, debido aparentemente a su baja tolerancia a la sombra, no puede hacerlo bajo dosel cerrado (Veblen et al. 1981, Veblen 1989), estableciéndose en cambio en claros (Veblen et al. 1995, Dezzotti 1996, , Suarez y Kitzberger 2008, Amoroso y Larson 2010b). El ciprés sería más tolerante a la sombra que el coihue (Veblen y Lorenz 1987, Veblen 1989, Kitzberger et al. 2000), lo que le permitiría sobrevivir mucho tiempo bajo un dosel cerrado.

En bosques más secos, el establecimiento del ciprés puede ocurrir en pequeños claros o bajo dosel cerrado, ya que necesita cierta protección (Veblen et al. 1995, Gobbi y Schlichter 1998, Loguercio 1997, Amoroso y Larson 2010b). Esto se debe a la susceptibilidad de los renovales a la combinación de altos niveles de radiación y temperatura (Gyenge et al. 2007). Por su lado, el coihue tendría mayores exigencias de humedad que el ciprés para su supervivencia y desarrollo (Veblen et al. 1996, Suarez y Kitzberger 2008, Scholz et al. 2014). Conocer el comportamiento de la regeneración temprana de las dos especies, es decir, aquellos plantines con menos de 1,3 m de altura, ante distintas condiciones de humedad y luminosidad, resulta relevante para formular pautas de manejo para las primeras etapas de la conversión del bosque puro a mixto. Esto se debe a que es conocido que los plantines en sus etapas tempranas son muy susceptibles a estos factores, bien por exceso o bien por déficit, pudiendo condicionar no sólo el crecimiento sino

también la supervivencia, pudiendo comprometer así los esfuerzos de restauración y/o enriquecimiento. Conocer estas relaciones es también importante para predecir los efectos del cambio climático y formular medidas para la adaptación de las especies, ante el aumento de temperaturas y disminución de precipitaciones que ya se están produciendo en la mayor parte de la distribución de los bosques mixtos de ciprés y coihue (SMN 2016). Para una etapa posterior, es útil determinar qué niveles de índice de área foliar del dosel permiten un desarrollo satisfactorio de los renovales avanzados de ciprés y coihue, es decir renuevos que crecen bajo dosel con más de 1,3 m de altura. Este conocimiento permitirá, mediante el manejo forestal, propiciar un buen desarrollo de la regeneración a través del control de la ocupación del espacio de crecimiento, teniendo en consideración que los renovales avanzados requieren una mayor disponibilidad de recursos a medida que crecen para poder alcanzar el dosel.

1.2. OBJETIVOS E HIPÓTESIS

El **objetivo general** de la tesis fue generar conocimientos para el manejo forestal de los bosques mixtos de ciprés de la cordillera y coihue, tanto para la etapa de establecimiento del rodal como para la etapa de conducción. Para la primera, acerca de la relación entre las condiciones ambientales (macro y micro) y el crecimiento de la regeneración de ambas especies, y para la segunda, acerca de cómo influye la ocupación del espacio de crecimiento sobre el incremento en volumen del rodal en distintas estructuras.

Los objetivos específicos y sus respectivas hipótesis fueron:

- **Objetivo específico 1**: Determinar, en bosques mixtos de ciprés y coihue, el efecto que tienen la distribución del área foliar y la eficiencia de crecimiento, de los distintos componentes de la estructura (especies y estratos), sobre el incremento corriente en volumen y sus consecuencias para la conducción del rodal.

Hipótesis 1: En bosques mixtos de ciprés y coihue, el coihue debido a su mayor capacidad de ocupación del espacio de crecimiento y eficiencia de crecimiento, tiende a dominar el dosel superior y a aportar más que el ciprés a la producción en volumen del rodal. El ciprés puede crecer bajo el coihue en el bosque mixto pero su crecimiento y eficiencia de crecimiento disminuyen a medida que coihue ocupa más espacio de crecimiento en el dosel.

Predicciones:

- A mayor proporción de coihue en el índice de área foliar total, mayor incremento corriente en volumen del rodal.
- El coihue presenta mayor eficiencia de crecimiento que el ciprés en el estrato superior.

- Mayor índice de área foliar de coihue en el estrato superior limita el incremento en volumen del ciprés.

- **Objetivo específico 2**: Determinar la relación entre el índice de área foliar del dosel y el crecimiento de la regeneración avanzada de ciprés y coihue.

Hipótesis 2: La apertura del dosel (menor índice de área foliar) mejora la disponibilidad de luz en el estrato inferior, lo que estimula el crecimiento de la regeneración avanzada de ciprés y de coihue. Debido a que el coihue es más heliófilo que el ciprés, se ve favorecido a mayor apertura del dosel (menor índice de área foliar).

Predicciones:

- El incremento corriente en altura de renovales dominantes de la regeneración avanzada de coihue y ciprés es bajo cuando el índice de área foliar del dosel es alto.
- El incremento corriente en altura de los renovales de ambas especies es mayor, y en especial el del coihue, cuanto menor es el índice de área foliar del dosel.

- **Objetivo específico 3**: Determinar el efecto que tienen la luminosidad y la humedad de suelo, sobre la supervivencia y el crecimiento inicial de plantines de ciprés y coihue.

Hipótesis 3: La supervivencia y el crecimiento inicial de los renovales de ciprés y coihue están influenciados por la interacción entre los recursos luz y agua, recursos asociados a la cobertura y régimen hídrico/nivel de humedad de los sitios donde crecen. Condiciones protegidas de los agentes desecantes favorecen la supervivencia de ambas espacies. El coihue se ve más favorecido su crecimiento que ciprés ante condiciones de alta luminosidad, mientras la humedad no sea escasa. El ciprés se ve favorecido por condiciones intermedias de luz y es menos susceptible a la falta de humedad que el coihue

Predicciones:

- Mayor supervivencia del ciprés respecto del coihue en baja luminosidad, mientras las condiciones hídricas no sean extremadamente secas, caso en el cual ambas especies tendrán baja supervivencia y crecimiento.
- Alta supervivencia y crecimiento de ambas especies a alta luminosidad y alta humedad.
- Baja supervivencia y crecimiento de ambas especies con alta luminosidad y baja humedad.
- Mayor incremento del coihue respecto al ciprés en la medida que aumenta la luminosidad y la humedad.
- Mayor supervivencia bajo cobertura o con protección artificial, en especial cuando la humedad no es abundante.

Para poder cumplir con el objetivo general y los objetivos específicos 1 y 2, fue necesario establecer una serie de determinaciones metodológicas previas, basadas en los antecedentes existentes en otras especies, que permitieran estudiar la relación entre las variables forestales tradicionales, el área de albura y el área foliar, así como entender la eficiencia de crecimiento a nivel de árbol individual de ambas especies en distintos estratos para asistir en el análisis a nivel de rodal. Los objetivos preliminares fueron:

- Desarrollar modelos de predicción del área foliar de árboles individuales de ciprés y coihue, basados en variables de simple medición.
- Analizar la relación entre las variables área foliar e incremento en volumen individual de cada especie.
- Determinar y analizar en cada especie la eficiencia de crecimiento, definida como el incremento en volumen del fuste dividido por el área foliar, para árboles de distintos tamaños y posiciones sociales.

Estos análisis y modelos, realizados en base a datos recopilados a partir de árboles muestreados destructivamente, se presentan en el Capítulo 2.

CAPÍTULO 2: ÁREA FOLIAR E INCREMENTO EN VOLUMEN INDIVIDUAL DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE

2.1. RESUMEN

El área foliar es una variable importante, tanto en estudios eco-fisiológicos como silviculturales, para cuantificar la producción forestal potencial, ya que puede representar el espacio de crecimiento ocupado. Su importancia radica principalmente en el hecho de que las hojas controlan muchos de los procesos físicos y biológicos que ocurren en toda la planta, y en particular, los relacionados al crecimiento del fuste. Dada la fuerte relación entre el área foliar y el crecimiento del árbol, el incremento a nivel de árbol y de rodal puede ser estimado para una asignación de área foliar determinada. A su vez, los árboles pueden hacer uso del espacio de crecimiento de manera más o menos eficiente, generando mayor o menor volumen por unidad de área foliar. Comprender las causas de estas variaciones es importante para diseñar estructuras forestales productivas de bosques mixtos. El ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*) y el coihue (*Nothofagus dombeyi*) son especies endémicas de los bosques Andino-Patagónicos que forman rodales mixtos con potencial productivo. Sin embargo, las investigaciones para desarrollar una silvicultura del bosque mixto de estas especies son aún insuficientes. El objetivo de este capítulo fuer desarrollar, para ciprés y coihue, funciones de área foliar mediante ecuaciones alométricas. Además se evaluó la relación del área foliar con el incremento en volumen y la eficiencia de crecimiento individual. Para ello se realizaron muestreos destructivos de individuos de ambas especies en bosques mixtos. Se ajustaron modelos lineales y no lineales, incorporando variables simples de medición corriente en inventarios forestales y el área de albura. Se alcanzaron ajustes lineales satisfactorios para ambas especies, entre el área foliar y el área de albura, el DAP y la altura, lo que permite su predicción de manera simple. En el rango de tamaños estudiado el incremento en volumen aumenta a medida que aumenta el área foliar, mientras que la eficiencia muestra un pico para área foliares relativamente bajas, para luego disminuir a medida que el área foliar aumenta. Para una misma unidad de área foliar, el coihue presenta mayor incremento en volumen y mayor eficiencia que ciprés, lo que le otorgaría ventajas frente a la liberación de recursos. Las funciones elaboradas constituyen una herramienta de suma utilidad para estudiar las relaciones entre el área foliar y el crecimiento de los componentes del rodal y en base a ello, formular pautas de manejo para bosques mixtos utilizando el área foliar como medida de control.

Palabras clave: área de albura, crecimiento, eficiencia

2.2. INTRODUCCIÓN

"*Essentially all models are wrong but some are useful*"[1]

(George Box 1987).

Los árboles en un rodal se desarrollan haciendo uso del espacio de crecimiento, entendido como el conjunto de todos los recursos necesarios para poder crecer. En los bosques mono-específicos y coetáneos, que presentan estructuras simples, los árboles ocupan una parte del espacio vertical, haciendo uso de los recursos en un mismo estrato (Pretzsch y Schütze 2015). Por ello la toma de decisiones de conducción se basan en el control de parámetros de la porción horizontal de la estructura (i.e. área basal, índices de densidad relativa). En los bosques mixtos y/o disetáneos, las especies varían en su tolerancia a la sombra y en su velocidad de crecimiento en altura, lo que determina la existencia de dos o más estratos. En este caso, la ocupación del espacio vertical en el rodal es variable, y por ello, esta dimensión también es de importancia para comprender y manipular el crecimiento de los rodales (Long y Smith 1990, O'Hara 1996, O'Hara et al. 1999). El crecimiento de los árboles es una medida de su capacidad para ocupar el espacio de crecimiento disponible. Este aspecto cobra especial importancia en el diseño de esquemas de manejo de bosques mixtos, donde los distintos componentes del rodal (especies, clases de edad, árboles en distintas posiciones sociales) utilizan los recursos del sitio de forma diferencial.

El índice de área foliar (IAF) es una variable biométrica que representa la razón entre la suma de las áreas foliares y la superficie que ocupan proyectada sobre la horizontal (Donald 1961, Harper 1977, Larcher 1983), que puede representar el espacio tridimensional de crecimiento ocupado y tiene estrecha relación con la productividad (Waring 1983, Long y Smith 1984, O´Hara 1988, O'Hara y Gersonde 2004). Su importancia radica principalmente en el hecho de que las hojas (y la cantidad de luz que reciben de acuerdo a su posición dentro del canopeo) controlan muchos de los procesos físicos y biológicos que ocurren en toda la planta (Harper 1977, Waring 1983, Long y Smith 1984, O'Hara y Gersonde 2004). Por ello el IAF ha sido ampliamente utilizado en estudios ecológicos y ecofisiológicos, siendo aún poco aplicado en estudios silviculturales con fines productivos (Kollenberg y O'Hara 1999, O'Hara y Valappil 1999, O'Hara et al. 2001, Asner et al. 2003, O'Hara y Gersonde 2004). El crecimiento de los árboles en relación al área foliar es una medida de la eficiencia con la que hacen uso del espacio de crecimiento. Conocer la distribución del índice de área foliar entre los distintos componentes del rodal resulta entonces de utilidad para describir la estructura y para diseñar intervenciones silviculturales que maximicen su productividad (Jones et al. 2015).

[1] *"Esencialmente todos los modelos están equivocados, pero algunos son útiles"*

El IAF puede estimarse por varios métodos, por ejemplo a través de fotografías hemisféricas o con instrumental óptico desarrollado para su estimación indirecta (i.e. Licor LAI 2200). Estos métodos sin embargo, no permiten la determinación del área foliar individual o lo hacen de manera muy costosa, y pueden introducir errores cuando el follaje se dispone agrupado (Chen et al. 1997, Asner et al. 2003). La estimación del área foliar a través de funciones alométricas a nivel de árbol individual, es un método simple para determinar fácilmente el IAF de los distintos componentes del rodal (Jones et al. 2015). No obstante, para la elaboración de las funciones específicas se requiere de muestreos destructivos representativos del rango de dimensiones de los árboles, que también implica un esfuerzo y costo importante.

Los modelos alométricos suelen incluir variables predictivas como el diámetro a la altura del pecho (DAP), la altura y el área de albura a 1,3 m de altura o en la base de la copa. La relación entre el área foliar y el área de albura en la base de la copa es explicada por el "modelo de tubos" propuesto por Shinozaki et al. (1964ab). Este modelo propone que el agua necesaria para abastecer una unidad de follaje es provista por una unidad proporcional de tejido de conducción en el tronco. Una alta correlación entre el área de albura y el área foliar ha sido reportada para varias especies de latifoliadas (Shinozaki et al. 1964ab, Waring et al. 1977, Bartelink 1997) y coníferas (Long et al. 1981, Waring et al. 1982, Shinozaki et al. 1964ab, O'Hara y Valappil 1995, DeRose 2004, Stancioiu y O'Hara 2005). El área de albura en la base de la copa a su vez tiene una fuerte relación con el área de albura a la altura del pecho, lo que permite una estimación más simple del área foliar (Long et al. 1981, Waring et al. 1982, O'Hara y Valappil 1995, O'Hara et al. 1999, O'Hara et al. 2001).El diámetro a la altura del pecho y la altura, por su parte, suelen aparecer como variables complementarias ya que su relación con el área foliar es menos fuerte (Kendall Snell y Brown 1978). Menos frecuentemente se incluyen variables del entorno de crecimiento del árbol que expresan el nivel de competencia, como la dominancia relativa (Forrester et al. 2017). Conocer de qué manera el área foliar y las variables mencionadas se relacionan en las especies de interés, permite desarrollar modelos de predicción para conocer la distribución del IAF en bosques mixtos.

En la región de los bosques Andino-Patagónicos de Argentina predominan bosques puros, pero ciertas especies de importancia forestal también se combinan en estructuras mixtas. La conífera ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis* (D. Don) Pic. Ser. *et* Bizzarri) - en adelante "ciprés" - y la latifoliada coihue (*Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst), forman bosques puros, y en parte de su distribución natural también forman bosques mixtos. De particular interés resulta la conversión natural que ocurre en rodales puros de ciprés a mixtos de ambas especies, por efecto de una enfermedad ocasionada por *Phytophthora austrocedri* (Greslebin y Hansen 2009), conocido como "mal del ciprés". Esta enfermedad produce mermas en el crecimiento y

mortalidad, liberando espacio de crecimiento, que es ocupado por la regeneración de ciprés, y cuando hay una fuente de semilla cercana, también por la de coihue (Loguercio 1997, Amoroso y Larson 2010, Amoroso et al. 2012b). La incorporación de coihue mejora la estabilidad e incrementa la productividad de los rodales (Loguercio 1997, Loguercio et al. 2018a), debido a que esta especie no es afectada por el mal del ciprés y tiene mayor crecimiento (Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti 1996, Loguercio et al. 2018b). Este proceso natural genera una oportunidad para ampliar las posibilidades de manejo forestal de los bosques de ciprés enfermos, maximizando la resiliencia y productividad a través de la incorporación del coihue. Para ello deben desarrollarse herramientas de cuantificación y conocimientos silviculturales para la conversión de rodales puros a mixtos y para su posterior conducción.

2.3. OBJETIVOS

El objetivo principal de este Capítulo fue desarrollar modelos de predicción del área foliar de árboles individuales de ciprés y coihue, basados en variables de simple medición. Además se analizó la relación entre el área foliar y el incremento en volumen individual de cada especie para elaborar modelos predictivos del incremento en volumen a partir del área foliar, y se determinó y analizó en cada especie la eficiencia de crecimiento, definida como el incremento en volumen del fuste dividido por el área foliar (Waring 1983), para árboles de distinta área foliar y posiciones sociales.

2.4. MATERIALES Y MÉTODOS

2.4.1. Metodología de muestreo a campo y procesamiento de datos

2.4.1.1. Selección de árboles muestra y caracterización del entorno de crecimiento

Se seleccionaron rodales de bosques mixtos de ciprés y coihue ubicados en las cercanías del Paraje Río Manso (71°30'45"W, 41°34'24"S) y en la Reserva Forestal Loma del Medio-Río Azul (71°32'44"W, 41°56'25"S), en la Provincia de Río Negro, Argentina. En ellos se efectuó un muestreo destructivo de 18 individuos de coihue y 20 individuos de ciprés, abarcando un rango de DAP entre 8 y 52 cm, en rodales con áreas basales entre 4 y 64 $m^2.ha^{-1}$ (medida en parcela angular con factor 4). Se incluyeron árboles de distintas posiciones de copa: dominantes, codominantes, intermedios y suprimidos (sensu Oliver y Larson 1996), con variación en el largo de copa. El dosel se separó en dos estratos: superior (dominantes-codominantes) e inferior (intermedios-suprimidos), distinción que se basó en separar árboles que recibían luz directa de aquellos árboles que estaban creciendo bajo el dosel.

De cada árbol seleccionado (árbol muestra) se registró la especie, la posición social, el DAP, la altura total y la altura de la base de la copa (definida como la altura de la rama viva más baja de la copa). También se midieron, dependiendo del tamaño de copa, entre 4 y 8 radios de la proyección horizontal de las copas. Conociendo estos radios y el ángulo entre ellos, se calculó el área de copa mediante la suma del área de los polígonos formados. Las mismas mediciones se realizaron sobre 3 a 5 árboles competidores más cercanos a cada árbol muestra, considerando competidores aquellos cuyas copas se encontraban a una distancia horizontal menor a 2 m del árbol muestra. Asimismo, se midió la distancia y rumbo desde el árbol seleccionado y los árboles competidores cercanos. Con los datos de los competidores se calcularon el grado de dominancia diamétrica (Ui), el grado de mezcla de especies (Mi) y la altura relativa. El grado de dominancia diamétrica y el grado de mezcla de especies son índices que comparan el diámetro y la especie, del árbol muestra respecto a sus vecinos (von Gadow et al. 2007). Adoptan valores entre 0 (Ui: si el DAP del árbol muestra es mayor al DAP de los competidores; Mi: si todos son de la misma especie) y 1 (Ui: si el DAP del árbol muestra es mayor al DAP de los competidores; Mi: especie del árbol muestra es diferente a la especie de los competidores). La altura relativa se calcula como la altura del árbol muestra dividida por el promedio de la altura de los competidores cercanos (Forrester et al. 2017). Además de cada árbol muestra se calculó la razón de copa viva (*live crown ratio*) dividendo el largo de copa viva por la altura total.

Se determinó también la presión de competencia individual, con el área potencial aprovechable ponderada con el DAP (Pelz 1978, modificado de Brown 1965). El área potencial aprovechable es un polígono formado al cortar las distancias entre el árbol sujeto y los árboles vecinos por rectas perpendiculares que se ubican a una distancia que es proporcional al tamaño de los árboles (Figura 2.1). La distancia desde el árbol a dicha perpendicular se define con la siguiente expresión:

$$l_{ij} = \left(\frac{d_i}{d_i + d_j}\right) * Lij$$

Donde l_{ij} es la distancia entre el árbol sujeto i y la perpendicular con el árbol competidor j; L_{ij} es la distancia entre el árbol sujeto i y el competidor j; d_i es el diámetro del árbol sujeto i y d_j es el diámetro del árbol competidor j.

Se utilizó la herramienta crear polígonos de Thiessen del programa ArcMap 10.1, para calcular el área de los polígonos, fijando las coordenadas de los árboles con la fórmula: 2*lij*SENO(rumbo$_j$), siendo "rumbo$_j$" el ángulo que se forma entre el Norte y el árbol vecino j, desde el árbol sujeto i. No se pudo calcular el área potencial aprovechable de todos los árboles por falta de datos de árboles vecinos en todos los cuadrantes.

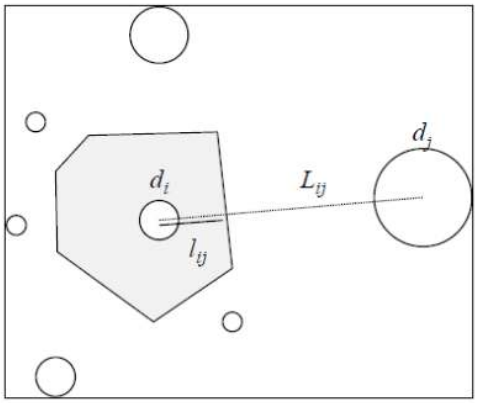


Figura 2.1. Esquema de medidas para la determinación del área potencial aprovechable.

2.4.1.2. Cubicación y determinación del incremento en volumen

Los árboles muestra fueron apeados cuidadosamente procurando minimizar el daño a sus copas y a árboles vecinos. El fuste de cada árbol muestra fue trozado a 0,3 m de altura, a 1,3 m y luego cada 2 m hasta que el ápice tuvo 7 cm de diámetro, tomándose rodajas en cada sección. Se determinó el área de cada rodaja midiendo el diámetro con cinta diamétrica, asimilando su forma a un círculo. Se determinó el área que tenían las rodajas hace 5 años restando el promedio de crecimiento radial de los últimos 5 años en cuatro radios en cruz. El volumen actual de cada troza y el volumen 5 años antes se calcularon mediante la fórmula de Smalian (Alder 1980). El volumen actual del ápice y de 5 años antes se determinó asimilando la forma a un cono. El crecimiento en altura de los últimos 5 años se determinó mediante las cicatrices de yemas anuales y el conteo de anillos en la base del ápice. El incremento corriente anual en volumen del fuste se calculó como la diferencia entre el volumen actual y el de 5 años antes, dividido por los 5 años.

Para cada árbol se determinó la tasa de incremento de la sección transversal normal y la tasa de incremento en altura de la sección de punta fina a través de la diferencia del número de anillos de crecimiento entre una rodaja y la inmediata anterior y las distancias sobre el fuste entre las mismas. El incremento en volumen del fuste de los últimos 40 años se determinó, en períodos de 5 años, conociendo los diámetros de las secciones transversales y la altura de cada troza y aplicando la fórmula de Smalian (Alder 1980). Se calculó el incremento medio anual en volumen del fuste (volumen total del fuste/edad) y el incremento corriente anual en volumen del fuste para períodos de 5 años (incremento periódico en volumen del fuste de 5 años/5 años).

El incremento en volumen de los últimos 5 años se relacionó con el área potencial aprovechable para evaluar el efecto de la presión de competencia individual sobre el incremento.

2.4.1.3. Área de albura

Se tomaron imágenes digitales de las rodajas de 1,30 m y en la base de la copa para determinar el área de albura. Se utilizó una cámara fotográfica Nikon Coolpix P100 (resolución 96 ppp). Las imágenes fueron procesadas con el software ImageJ versión 1.47v (Rasband 2013), con un nivel de precisión de 0,001 cm^2. Además, se calculó el área media de anillo de crecimiento en la albura dividiendo el área de albura a la altura del pecho por su número promedio de anillos (de cuatro radios en cruz).

2.4.1.4. Área foliar

La metodología para determinar el área foliar fue adaptada de O'Hara y Valappil (1995). La copa fue dividida en 3 secciones de igual longitud. Los árboles con largo de copa menor o igual a 2 m se procesaron en una sola sección. Todas las ramas vivas de cada sección fueron cortadas y pesadas en el campo, procurando la mayor precisión (con balanzas Pesola Macro Line Modelo 80050, capacidad: 50 kg x 0,5 kg; o Modelo 80010, capacidad: 10 kg x 0,1 kg). De cada sección se tomó una rama representativa y se pesó por separado, procurando la mayor precisión (con balanzas Pesola Medio Line Modelo 42500, capacidad: 2500 g x 20 g; Modelo 41000, capacidad: 1000 g x 10 g; o Modelo 40300, capacidad: 300 g x 2 g). De cada rama representativa se separaron todas las ramillas con hojas, se acondicionaron en frío y se trasladaron al laboratorio. Allí se separaron las hojas de las ramillas y, luego de ser mantenidas en estufa a 103°C por 48 h, se pesaron con balanza Ohaus PA3102 (capacidad: 3100 g x 0,01 g). Posteriormente se determinó la relación entre el peso fresco de la rama representativa y el peso seco de sus hojas. Con esta información y el peso fresco de la sección se estimó el peso seco de todas las hojas de la sección.

De cada sección se tomó una alícuota, al azar, de aproximadamente 50 g de hojas, para luego en gabinete seleccionar al azar 3 muestras de 40-50 hojas para determinar el área foliar específica ($cm^2.g^{-1}$). Las 3 muestras de hojas fueron escaneadas en fresco por separado, generando imágenes con formato .TIFF (Scanner HP psc 1200, resolución de 300 ppi) y se llevaron a estufa para determinar su peso seco con balanza de precisión Ohaus EO1140 (capacidad: 110 g x 0,0001 g). Las imágenes de las hojas se procesaron con el software ImageJ versión 1.47v (Rasband 2013), para determinar el área foliar con un nivel de precisión de 0,001 cm^2. El área foliar específica de la sección se obtuvo como el promedio del cociente entre el área foliar y el peso seco de las muestras. El área foliar de cada sección se calculó multiplicando el peso seco de las hojas y el área foliar específica de la sección, y la total del árbol como la suma del área foliar de las secciones.

2.4.1.5. Eficiencia de crecimiento individual

La eficiencia de crecimiento de los últimos 5 años para cada árbol (EI) se calculó dividiendo su incremento corriente anual en volumen del fuste por su área foliar (O´Hara 1988). Se ajustó la función de Ricker (1975) a los datos para modelar su variación en relación al área foliar con la siguiente formula:

$$EI = a*\text{área foliar}*e^{(-b*\text{área foliar})}+c$$

2.4.2. Modelos evaluados

Para ambas especies se evaluaron los modelos lineales y no lineales presentados en la Tabla 2.1 para estimar el área foliar, haciendo el ajuste tanto con todos los árboles, como dividiéndolos por estratos de altura. Para evaluar las variables candidatas más relacionadas al área foliar se realizó un análisis de correlación de Pearson, mediante el software estadístico Infostat (Di Rienzo et al. 2017). Además se graficó el área foliar versus todas las variables candidatas para detectar la existencia de tendencias no lineales.

Tabla 2.1. Modelos candidatos para estimación del área foliar.

Modelo	*Referencia*
β_1 * x ^ β_2	Jones et al. 2015
β_1 + β_2 * x + β_3 * x ^ 2	Cuadrática
β_1 + β_2 * x + β_3 * z ^ 2	Cuadrática
β_1 + β_2 * x + β_3 * z ^ 2 + β_4 * w ^ 2	
β_1 + β_2 * x + β_3 * z + β_4 * w ^ 2	
β_1 + β_2 * x	O´Hara y Valappil 1995
β_1 + β_2 * x + β_3 * z	O´Hara y Valappil 1995
β_1 + β_2 * x + β_3 * z + β_4 * w	O´Hara y Valappil 1995
β_1 + β_2 * x + β_3 * z + β_4 * w + β_5 * v	
β_1 * x / (β_2 + x)	Jones et al. 2015
e ^ (β_1 * ln (x))	Bancalari et al. 1987
e ^ (-β_1 * e ^ (-β_2 * (x - β_3)))	Gompertz
β_1 / (1 + e ^ (β_2 + β_3 * x))	Sigmoide
β_1 * x * (1 – e ^ (-x))	Jones et al. 2015

β_i son los parámetros del modelo; x, y, z, w y v representan distintas variables regresoras a probar.

El ajuste de los modelos, la comprobación de los supuestos de la regresión (normalidad, homocedasticidad, independencia de residuos) y el chequeo de la posible colinealidad entre variables independientes, mediante el cálculo del "variance inflation factor" (VIF, package "car"), se realizaron con el software R Studio versión 1.0.143 (R Core Team 2017). La comparación entre modelos se realizó mediante el coeficiente de determinación ajustado (r^2 adj) y el criterio de información de Akaike (AIC, package "stats") con el software R Studio (R Core Team 2017). En los

casos en los que esos criterios no difirieron se eleigió el model con el menor error. Para comparar las estimaciones de los modelos con y sin separación por estrato de alturas también se realizaron ANOVA y ANOVA no paramétrico. Todos los ANOVA se realizaron con el software estadístico Infostat (Di Rienzo et al. 2017).

Se realizaron estimaciones del área foliar mediante la razón entre el área foliar y el área de albura a la altura del pecho (Dean et al. 1988) y se compararon con las estimaciones realizadas con los modelos con y sin separación por estratos, mediante ANOVA y gráficamente con los valores observados.

Además se analizó la relación entre el incremento corriente anual en volumen del fuste de cada especie y el área foliar. Se evaluando modelos lineales y no lineales (Chapman-Richards, Weibull y potencial, citados por Gersonde y O'Hara 2005) para todos los árboles y por estrato. Tanto los ajustes de estos modelos como la comprobación de supuestos de la regresión se realizaron con R Studio (R Core Team 2017). También se realizó un análisis de correlación de Pearson para conocer qué otras variables esta relacionadas al incremento en volumen de cada especie, utilizando el DAP, altura total y a la base de la copa viva, área de copa, largo de copa, razón de copa viva (largo de copa viva en relación a la altura total), área de albura al pecho, área de albura en la base de la copa viva, área foliar, área potencial aprovechable y área basal como variables de prueba. El análisis de correlación de Pearson se realizó con InfoStat. Con las variables correlacionadas se estimaron modelos lineales para predecir el incremento corriente en volumen con selección automática de variables mediante el método Stepwise, realizada con InfoStat.

La validación de los modelos se hizo mediante "K-fold cross-validation prediction error" (LOOV, package "boot", with K = n) (Arlot y Celisse 2010, Picard et al. 2012, Forrester et al. 2017) y la precisión se calculó mediante el error estándar residual (RSE, (1)), la eficiencia del modelo (Ef, package "Validacion", (2)) ((Tedeschi 2006, Ablan et al. 2011), y el porcentaje del error absoluto medio (MAPE, package "Validacion", (3)) (Mayer y Butler 1993, Ablan et al. 2011):

$$RSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(P_i - O_i)^2} \qquad (1)$$

$$Ef = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(P_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(O_i - \bar{O})^2} \qquad (2)$$

$$MAPE = \frac{100}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{|O_i - P_i|}{\bar{O}} \qquad (3)$$

Donde *O* son los valores observados, $\bar{O}$ es el promedio de los valores observados y *P* son los valores predichos.

2.5. RESULTADOS

2.5.1. Atributos de los árboles muestra y selección de variables

Los árboles muestra abarcaron un amplio rango de tamaños y edades en ambas especies, con DAP entre 9 y 45 cm en ciprés y de 8 a 52 cm en coihue, y edades entre 58 y 94 años y entre 18 y 101 años, respectivamente (Tabla 2.2). Los coihues tendieron en promedio a tener mayor área foliar, mayor área de albura a 1,3 m (AAP) y albura en la base de la copa (AABC), mayor área de anillo en la albura (AAA) y mayor área de copa (AC), mientras que los cipreses en promedio mostraron mayor DAP y mayor área basal (AB) (Tabla 2.2).

Tabla 2.2. Valor medio y rango () de los atributos de los árboles muestra por especie y estrato de alturas. N: número de árboles muestra. DAP: diámetro a la altura del pecho. HBC: Altura a la base de la copa viva. HMC: Altura a la mitad de la copa viva. AAP: Área de albura a la altura del pecho. AABC: Área de albura en la base de la copa viva. LC: Largo de copa. RCV: Razón de copa viva. AC: Área de copa. Ui: Grado de dominancia. Mi: Grado de mezcla de especies. HR: Altura relativa. AF: Área foliar. AAA: Área media de anillo anual en la albura. VF: Volumen del fuste. IVF: Incremento anual en volumen del fuste de los últimos 5 años.

	Ciprés			*Coihue*		
	Todos	*Superior*	*Inferior*	*Todos*	*Superior*	*Inferior*
N	20	11	9	18	10	8
Edad 0,3 m	83	88 (81-94)	79 (58-92)	48	61 (25-101)	32 (18-46)
DAP (cm)	26,1	33,4 (16-45)	17,2 (9-24)	24,1	33,2 (23-52)	12,7 (8-22)
AB (cm^2)	636,4	943,0 (201-1626)	261,8 (59-468)	578,0	926,1 (415-2099)	142,9 (45-387)
Altura (m)	18,1	21,0 (16-25)	14,7 (8-22)	18,3	22,5 (16-26)	13,2 (8-18)
HBC (m)	7,6	7,9 (4-12)	7,2 (2-15)	7,4	9,3 (3-15)	5,2 (0-8)
HMC (m)	12,9	14,4 (12-19)	11 (5-19)	12,9	15,9 (10-20)	9,2 (4-11)
AAP (cm^2)	233,6	331,4 (129-584)	114,1 (14-233)	375,2	591,4 (304-984)	104,9 (25-271)
AABC (cm^2)	182,9	260,4 (74-570)	88,3 (21-183)	252,5	382,0 (154-569)	90,7 (16-276)
LC (m)	10,5	13,0 (8-18)	7,5 (5-12)	10,9	13,2 (9-18)	8,0 (5-15)
RCV (%)	58,0	62,0 (48-80)	53,2 (22-80)	60,6	59,8 (38-86)	61,6 (46-95)
AC (m^2)	9,4	13,4 (2-28)	4,6 (1-9)	16,8	24,8 (7-39)	6,9 (2-19)
Ui	0,38	0,57 (0-1)	0,14 (0-0,5)	0,36	0,59 (0-1)	0,07 (0-0,3)
Mi	0,30	0,21 (0-0,7)	0,42 (0-0,7)	0,47	0,49 (0-0,8)	0,45 (0-0,8)
HR	1,00	1,18 (1,0-2,5)	0,77 (0,4-1,0)	0,89	1,01 (0,2-1,6)	0,73 (0,5-0,9)
AF (m^2)	63,1	93,0 (18-181)	26,5 (5-54)	83,4	132,3 (75-311)	22,2 (8-48)
AAA (cm^2)	7,3	10,5 (2,9-20,0)	3,4 (0,7-7,2)	17,1	26,2 (12,3-51,3)	8,1 (2,3-14,9)
VF (m^3)	0,57	0,87 (0,1-1,7)	0,21 (0,02-0,5)	0,58	0,98 (0,4-1,9)	0,09 (0,01-0,3)
IVF ($m^3.yr^{-1}$)	0,009	0,015 (,005-,03)	),003 (,0004-,01)	0,023	0,037 (,01-,07)	0,005 (,001-,01)

El área foliar específica de ciprés resultó menor que la de coihue, con una valor de 6,06 $m^2.kg^{-1}$ ($_s$= 0,17) y de 8,46 $m^2.kg^{-1}$ ($_s$= 0,18), respectivamente ($p < 0,0001$). Ambas especies presentaron áreas foliares específicas mayores en el estrato inferior (ciprés*:* $p < 0,0001$, coihue: $p < 0,0002$). El área foliar específica del estrato superior de ciprés fue de 5,44 $m^2.kg^{-1}$ ($_s$= 0,13) y el

del inferior de 7,08 $m^2.kg^{-1}$ ($_s$= 0,27), mientras la de coihue fue de 7,90 $m^2.kg^{-1}$ ($_s$= 0,17) en el estrato superior y de 9,20 $m^2.kg^{-1}$ ($_s$= 0,28) en el inferior.

El análisis de correlación de Pearson mostró que las variables más relacionadas con el área foliar para ambas especies fueron el área de albura a 1,3 m, el área de albura en la base de la copa, el área media de anillo anual en la albura y el grado de dominancia (Ui); mientras que para ciprés además fueron el DAP, el área basal, la altura total (H), el área de copa, el largo de copa (LC), y los cocientes DAP/H, DAP^2/H (valor de corte del coeficiente de correlación = 0,75, Tabla 2.3).

Tabla 2.3. Coeficientes de correlación de Pearson (CC) y sus p-valores, entre diferentes variables dimensionales y el área foliar de los árboles muestra de ciprés (n = 20) y coihue (n = 18).

		Ciprés		*Coihue*	
Acrónimo	*Variable*	*CC*	*p-valor*	*CC*	*p-valor*
AAP	Área transversal de albura al pecho (1,30 m)	0,95	<0,0001	0,91	<0,0001
AABC	Área transversal de albura en la base de la copa viva	0,88	<0,0001	0,87	<0,0001
AAA	Área media de anillo anual en la albura a 1,3 m	0,95	<0,0001	0,89	<0,0001
DAP	Diámetro a la altura del pecho	0,95	<0,0001	0,73	0,0006
AB	Área basal	0,96	<0,0001	0,66	0,0029
H	Altura total del árbol	0,80	<0,0001	0,65	0,0038
HBC	Altura a la base de la copa viva	0,20	0,4079	0,27	0,2816
HMC	Altura de la mitad de la copa viva	0,62	0,0038	0,52	0,0263
LC	Largo de copa	0,78	<0,0001	0,67	0,0025
AC	Área de copa	0,81	<0,0001	0,71	0,0009
RCV	Razón de copa viva	0,31	0,1868	0,12	0,6353
	DAP/H	0,86	<0,0001	0,65	0,0033
	H/HMC	0,29	0,2129	0,08	0,7457
	H/DAP	-0,82	<0,0001	-0,67	0,0025
	DAP^2/H	0,96	<0,0001	0,65	0,0032
	AC/H	0,58	0,0110	0,63	0,0054
Ui	Grado de dominancia diamétrica	0,85	<0,0001	0,78	<0,0001
Mi	Grado de mezcla de especies	-0,30	0,2038	-0,08	0,7482
E	Edad a 0,3 m de altura	0,56	0,0097	0,25	0,3157
HR	Altura relativa	0,63	0,0029	0,51	0,0311

2.5.2. Modelos de predicción del área foliar

El área foliar de coihue mostró mayor variabilidad a medida que aumentaron el DAP, la altura y, en menor medida, el área de albura al pecho. Para ciprés la dispersión fue menor y homogénea en todo el rango de estas variables (Figura 2.2).

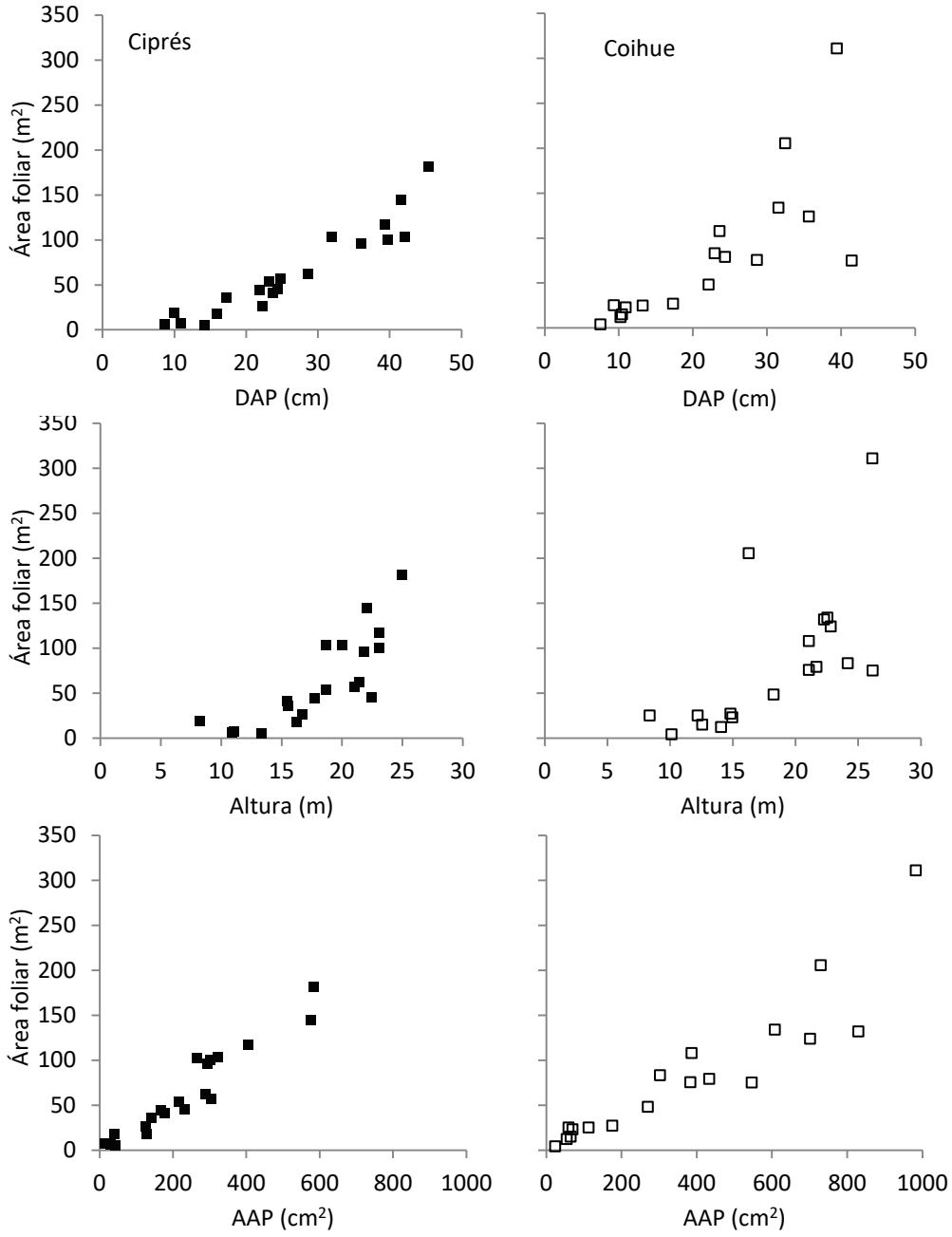


Figura 2.2. Área foliar (m^2) para ciprés de la cordillera (izquierda) y coihue (derecha) en funcion del diametro a la altura del pecho (DAP, cm), la altura (m) y el área de albura a la altura del pecho (AAP, cm^2).

Se lograron ajustes lineales satisfactorios (validación del modelo positiva y supuestos cumplidos) con todos los árboles para ciprés (Ecuaciones 1, 2, 3 y 4; Tabla 2.4) y para coihue (Ecuaciones 11, 12 y 13; Tabla 2.4), explicando al menos el 94% de la variabilidad (ver en Anexo 7 la estimación de los modelos finales y chequeo de supuestos). Los modelos que incluyeron parámetros de la estructura horizontal (grado de dominancia diamétrica) y vertical (altura relativa) del entorno del árbol muestra, sólo tuvieron ajustes satisfactorios para ciprés (Ecuación 2; Tabla 2.4). Los modelos que incluyeron la edad del árbol arrojaron ajustes satisfactorios para ciprés (Ecuación 3) y para coihue (Ecuación 13). Tanto los modelos que incluyeron la altura

relativa y el grado de dominancia diamétrica, como los que incluyeron la edad, presentaron problemas de subestimación (valores negativos) en algunos árboles suprimidos pequeños. Los mejores modelos tienen como variables predictoras el AAP y el DAP, para ciprés el mejor modelo fue la Ecuación 1 y para coihue las Ecuaciones 11 y 12 (Tabla 2.4).

El área de albura en la base de la copa resultó un parámetro significativo para coihue, en la Ecuación 11 (Tabla 2.4), mientras que para ciprés el área de albura en la base de la copa sólo fue significativo en un modelo lineal sin intercepto con un r^2 adj. = 0,91 pero sesgado y con baja capacidad predictiva (no presentado, LOOV > 4000, RSE = 23, Ef = 77). Como el AABC es una variable difícil de determinar sin métodos destructivos, se ajustaron dos modelos para estimar el área de albura en la base de la copa en coihue a partir de otras de más simple medición (r^2 adj. > 0,98, RSE < 29). Uno utiliza el área de altura al pecho, el área de copa y la altura, y otro utiliza el DAP, el área de albura al pecho y la altura de la base de la copa viva. Sin embargo, las predicciones que arrojaron los modelos 11 y 12 fueron similares (p = 0,29), tanto utilizando los valores observados como los estimados.

Cuando se separaron los árboles por estratos, los modelos presentaron sus mejores ajustes utilizando distintas variables. Para ambas especies, los mejores modelos para el estrato superior, tuvieron como variables predictoras el DAP y el área de albura al pecho, mientras que para el estrato inferior tuvieron el área de albura al pecho y la altura a la mitad de la copa viva.

Para ambas especies la media de las predicciones de los mejores modelos ajustados con y sin separación por estratos fueron similares (ciprés*:* Ec. 1 (todos) vs Ec. 5 (inf.) p = 0,60, y Ec. 1 vs Ec. 7 (sup.) p = 0,96; coihue*:* Ec. 12 (todos) vs Ec. 14 (inf.) p = 0,39, y Ec. 12 vs Ec. 16 (sup.) p = 0,67). El área foliar predicha versus la observada en ambas especies muestra menor dispersión en los modelos ajustados con los árboles del estrato inferior respecto a los ajustados sin diferenciar estratos (Figura 2.3). Los modelos ajustados para el estrato superior, en comparación con los ajustados para todos los árboles (sin diferenciar estratos), presentaron similar dispersión en ciprés y mayor dispersión en coihue. Pese a esto, el modelo del estrato superior de coihue, arroja estimaciones menos sesgadas (ver Figura 2.3).

La razón entre el área foliar y el área de albura al pecho (AF-AAP) fue similar en ambas especies, con un valor de 0,27 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,02) para ciprés y de 0,23 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,02) para coihue (p = 0,13). Esta relación se mantuvo también al comparar entre estratos siendo en ciprés de 0,27 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,03) para ambos estratos (p = 0,88), y en coihue de 0,22 ($_s$= 0,02) y 0,23 ($_s$= 0,03) $m^2.cm^{-2}$, para el estrato superior e inferior, respectivamente (p = 0,74).

Tabla 2.4. Regresiones especie-específicas y estadísticos del área foliar (m^2) en función del diámetro a la altura del pecho (DAP, cm), área de albura a la altura del pecho (AAP, cm^2), área de albura en la base la copa viva (AABC, cm^2), grado de dominancia (Ui), altura a la mitad de la copa viva (HMC, m), altura relativa (HR), largo de copa (LC, m) y altura total (H, m), ajustadas con todos los árboles (T), con los del estrato superior (S) y con los del inferior (I). Ver anexo 7 para conocer el cálculo del modelo, las medidas de diagnóstico y de la comprobación de supuestos

Est.	*N°*	*Ecuación*	*N*	*r^2 adj*	*AIC*	*LOOV*	*RSE*	*Ef*	*MAPE*
		Ciprés de la cordillera							
T	**1**	**0,1303 * AAP + 0,0417 * DAP^2**	20	0,98	95	131	10,4	0,96	12,2
T	2	44,8024 + 0,3280 * AAP - 24,0295*HR + 48,8417 * Ui - 2,9130 * H	20	0,97	151	122	9,0	0,97	10,0
T	3	0,1556 * AAP + 2,3593 * DAP - 0,4229 * Edad	20	0,98	158	157	11,1	0,95	13,0
T	4	-47,1097 + 0,2177 * AAP + 42,8231 * DAP / H	20	0,94	101	193	11,7	0,95	14,4
I	**5**	**13,1029 + 0,2665 * AAP - 1,5520 * HMC**	9	0,97	24	17	3,3	0,97	8,6
I	6	0,2599 * AAP - 1,9885 * HMC + 0,2361 * Edad	9	0,99	53	21	3,6	0,97	9,0
S	**7**	**0,1332 * AAP + 0,0417 * DAP^2**	11	0,98	58	209	12,8	0,93	10,1
S	8	-45,3888 + 2,5715 * DAP + 0,1582 * AAP	11	0,92	59	240	13,1	0,94	9,8
S	9	0,1576 * AAP + 2,7173 * DAP - 0,5716 * Edad	11	0,98	92	226	13,0	0,94	10,0
S	10	103,7884 + 0,2048 * AAP - 117,7964 * H / DAP	11	0,92	59	312	12,9	0,94	9,6
		Coihue							
T	**11**	**0,2732 * AAP - 0,0548 * DAP^2 + 0,0001 * AABC ^2**	17	0,97	93	376	14,2	0,91	16,3
T	**12**	**0,2797 * AAP - 0,0630 * DAP^2 + 11,8514 * (DAP / H)^2**	17	0,97	93	365	14,4	0,86	18,8
T	13	42,0114 + 0,3499 * AAP - 17,8353 * (DAP / H)^2 - 1,2289 * Edad	18	0,95	159	486	17,1	0,96	15,0
I	**14**	**0,1344 * AAP + 5,7549 * H / HMC**	8	0,96	28	34	5,0	0,87	16,9
I	15	8,6356 + 0,1494 * AABC	8	0,90	25	37	4,2	0,91	13,6
S	**16**	**0,4708 * AAP - 5,9025 * DAP + 0,0957 * H^2**	10	0,97	69	993	27,8	0,89	15,1
S	17	0,2686 * AAP + 0,1937 * H^2 - 2,0795 * Edad	10	0,99	91	432	18,0	0,95	9,0
S	18	0,4732 * AAP - 5,3694 * DAP + 43,5097 * H / DAP	10	0,97	69	1076	27,3	0,89	14,7
S	19	0,4453 * AAP - 5,4278 * DAP + 3,7071 * LC	10	0,97	69	1059	27,6	0,89	14,0

La razón entre el área foliar y el área del albura en el inicio de la copa (AF-AABC) tuvo un valor medio de 0,33 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,02 en ciprés y $_s$= 0,03 en coihue, p = 0,88) y mientras que separando por estratos superior e inferior fue 0,36 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,03) y 0,29 ($_s$= 0,03) para ciprés (p = 0,13), y de 0,35 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,04) y 0,29 ($_s$= 0,03) para coihue (p = 0,29*),* respectivamente.

En ambas especies la razón AF-AABC fue diferente a la razón AF-AAP en el estrato superior (0,36 ($_s$= 0,03) y 0,27 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,02) para ciprés (p = 0,04), y 0,35 ($_s$= 0,04) y 0,22 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,02) para coihue (p = 0,01)), y fue similar en el estrato inferior (0,29 ($_s$= 0,03) y 0,27 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,04) para ciprés (p = 0,65), y 0,29 ($_s$= 0,03) y 0,23 $m^2.cm^{-2}$ ($_s$= 0,03) para coihue (p = 0,21)).

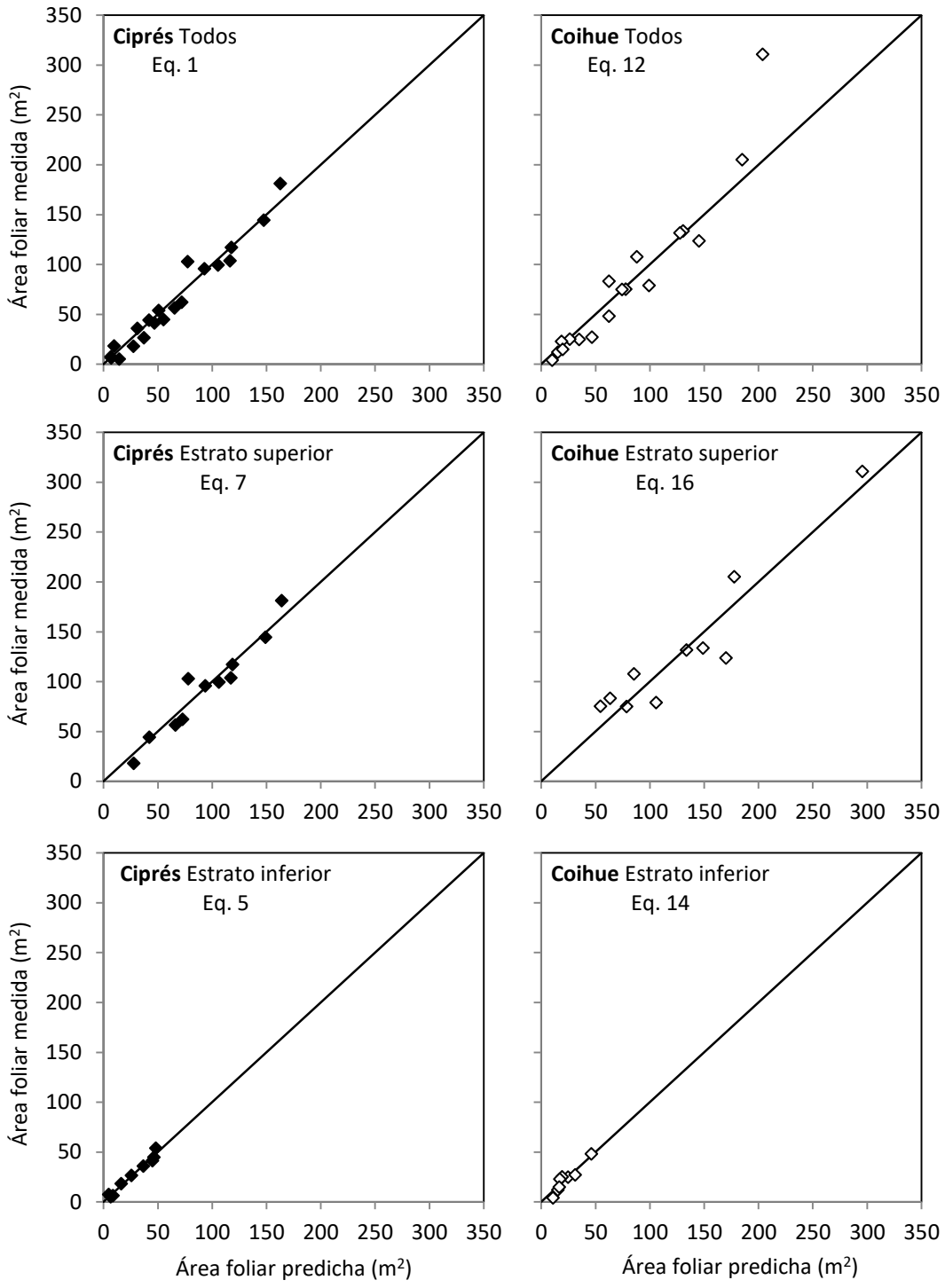


Figura 2.3. Área foliar medida en función del área foliar predicha a partir de los modelos ajustados con todos los árboles (Ec. 1 y 12) y por estrato (Ec. 5, 7, 14 y 16) para ciprés de la cordillera (izquierda) y coihue (derecha). La línea negra corresponde a 1:1.

El área foliar media por estrato estimada con la razón AF-AAP constante y con los modelos con y sin separación por estratos no difieren estadísticamente entre sí, ni con la media observada (coihue $p > 0,78$, ciprés $p > 0,92$). Sin embargo, las predicciones con la razón AF-AAP muestran una tendencia para coihue de menor sesgo que la predicción con los modelos ajustados sin diferenciar

estratos y mayor sesgo que los modelos por estrato (ver Tabla 2.4, Figura 2.4), mientras que para ciprés muestra mayor sesgo que para los modelos con y sin separación de estratos (Figura 2.4).

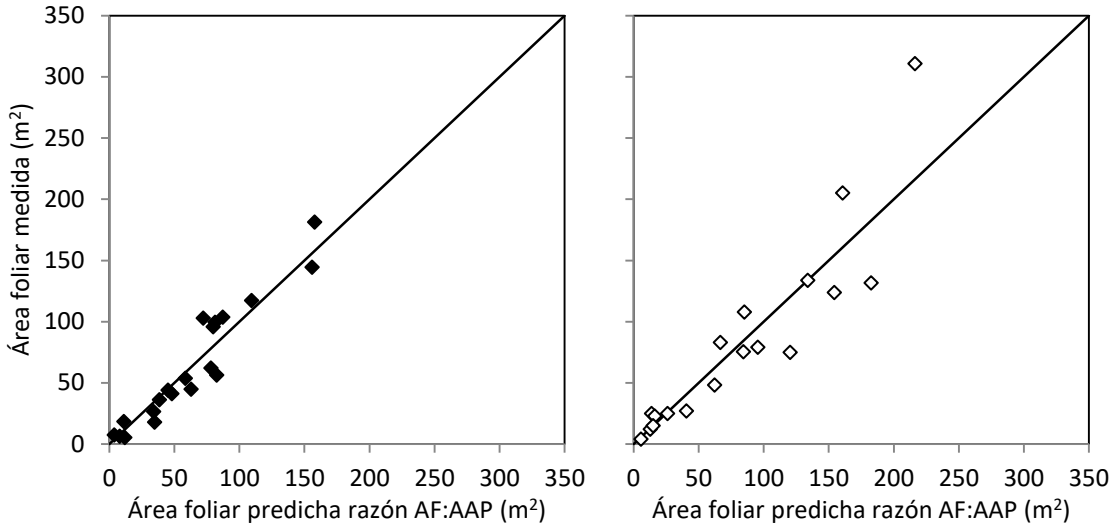


Figura 2.4. Área foliar medida en función del área foliar predicha con la razón AF-AAP para ciprés de la cordillera (izquierda) y coihue (derecha). La línea negra corresponde a 1:1.

2.5.3. Incremento en sección transversal, altura y volumen de árboles muestra

El coihue mostró un incremento en la sección transversal normal (1,3 m de altura) de los últimos 5 años superior a ciprés, aunque sólo en los dominantes se diferenciaron significativamente (Figura 2.5).

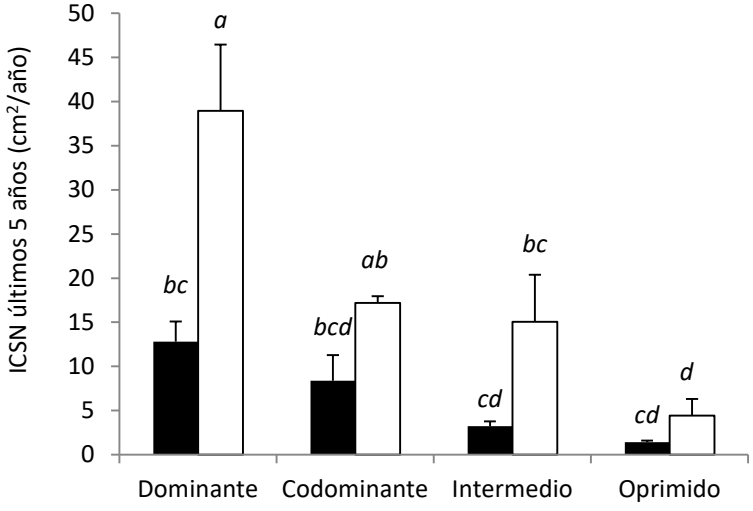


Figura 2.5. Incremento corriente anual de la sección normal (ICSN) en los últimos 5 años (cm^2/año) por posición social para ciprés (negro) y coihue (blanco) y error estándar. Medias con letras en común no presentan diferencias significativas (p > 0,05). n: dominante (ciprés: 7, coihue: 5), codominante (ciprés: 4, coihue: 2), intermedio (ciprés: 5, coihue: 3) y oprimido (ciprés: 3, coihue: 4).

El incremento corriente anual en altura también fue superior en coihue en comparación con ciprés (p = 0,009) (Figura 2.6). Sin embargo en ambas especies, los árboles de distintas posiciones sociales mostraron crecimientos similares (p = 0,080).

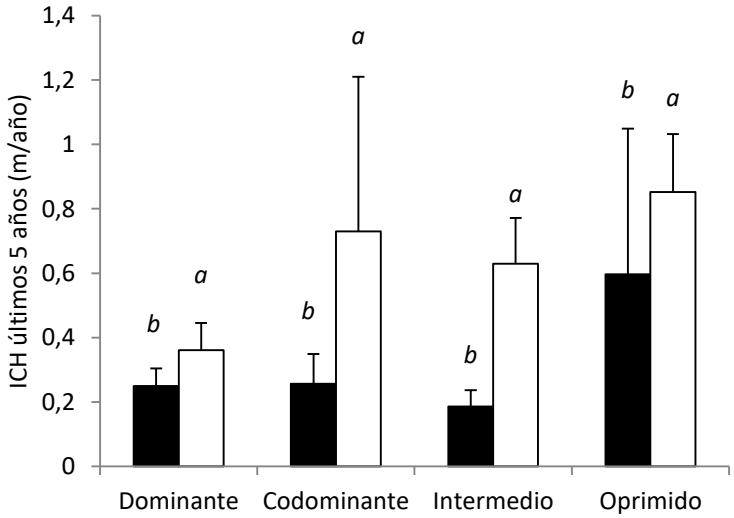


Figura 2.6. Incremento corriente anual promedio en altura (ICH) de los últimos 5 años (m/año) por posición social para ciprés (negro) y coihue (blanco) y error estándar. Medias con letras en común no presentan diferencias significativas (p > 0,05). n: dominante (ciprés: 7, coihue: 6), codominante (ciprés: 4, coihue: 2), intermedio (ciprés: 5, coihue: 4) y oprimido (ciprés: 3, coihue: 4).

El incremento anual en volumen de ambas especies muestra que se encuentran en etapas de desarrollo diferentes. Los cipreses, estarían alcanzando la plenitud productiva, en la que se igualan el incremento corriente anual en volumen (ICA) con el incremento media anual en volumen (IMA), que ocurriría alrededor de los 100 años de edad, en especial en los dominantes y codominantes (Figura 2.7). El coihue, por su parte, con edades predominando entre 25 y 50 años, con un par de árboles entre 70 y 100 años, se encuentra en una etapa juvenil de máximo incremento corriente (Figura 2.8). Los arboles de coihue mostraron mayores incrementos en volumen que los de ciprés, aunque eran en general más jóvenes. El ICA muestra un aumento sostenido en la mayoría de los árboles estudiados y la evolución indica que aún no se habría alcanzado el máximo (Figura 2.8).

Tanto en ciprés como en coihue se observan mayores crecimientos del estrato superior (dominantes y codominantes) respecto al estrato inferior (intermedios y suprimidos), aspecto que puede observarse también en los análisis fustales (Anexo 1). El mayor crecimiento de coihue, con valores que duplican y hasta cuadruplican el ICA de ciprés tiene como resultado que los árboles tengan dimensiones similares y hasta superiores en coihue, con la mitad de la edad (ver Tabla 2.2).

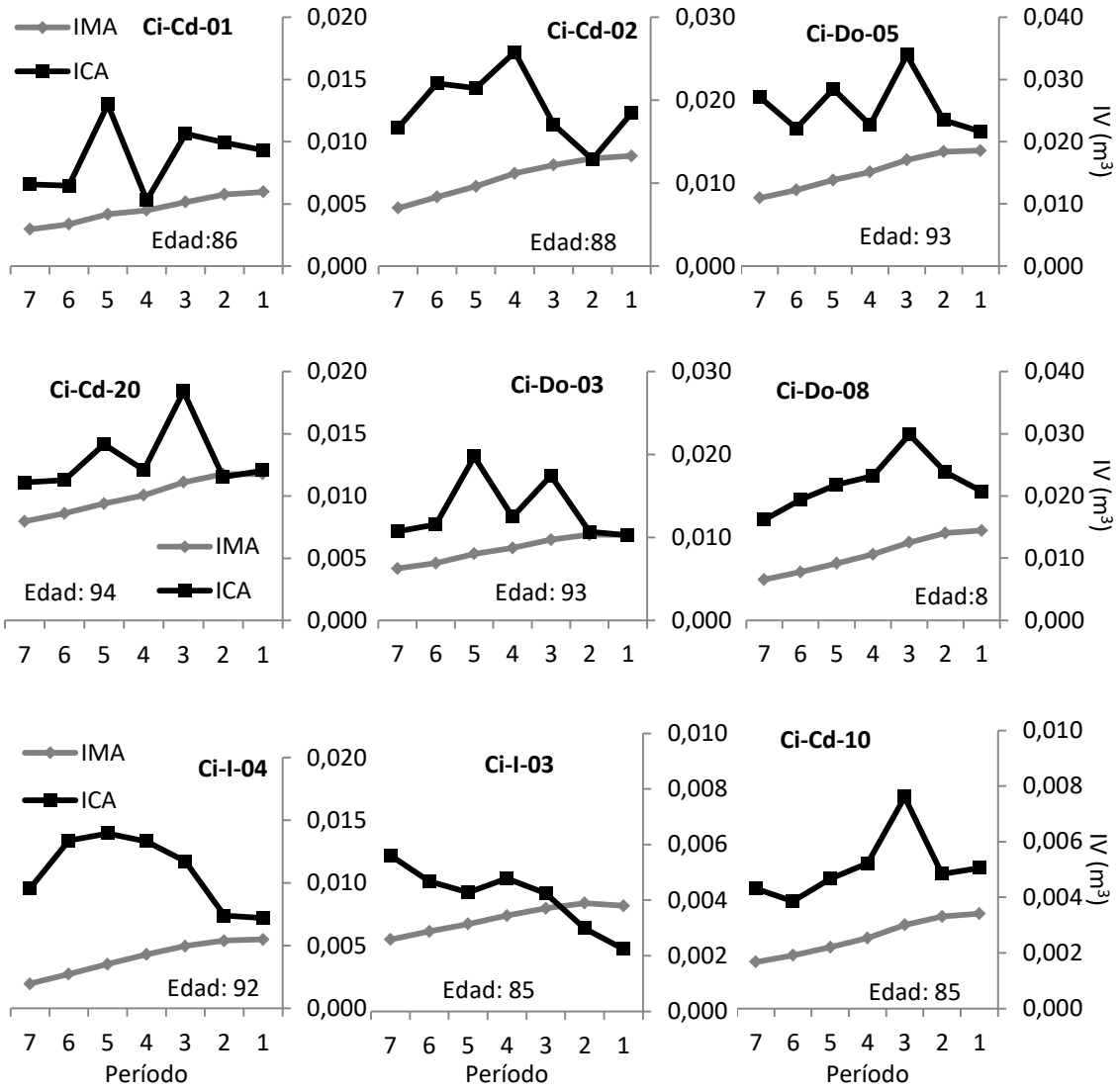


Figura 2.7. Incremento medio anual (IMA) e incremento corriente anual (ICA) en volumen (V) en períodos de 5 años desde la actualidad, en árboles dominantes (Do), codominantes (Cd) e intermedios (I) de ciprés.

Por otra parte, el incremento corriente anual en volumen del fuste de ambas especies mostró estar ligeramente condicionado por la presión individual de competencia, expresada mediante el área potencial aprovechable (Figura 2.9). En el caso del coihue, el área potencial aprovechable explica el 54% de la variabilidad del incremento en volumen anual de los últimos 5 años, mientras que en el caso del ciprés esta variable explica sólo el 43% de la variabilidad. A su vez, se observa que para una misma área potencial aprovechable, el coihue crece más que el ciprés, en especial cuando el área potencial es grande. Sin embargo, el área potencial aprovechable fue no significativa para la correlación con el incremento en volumen ($p>0,30$, ver Anexo 7).

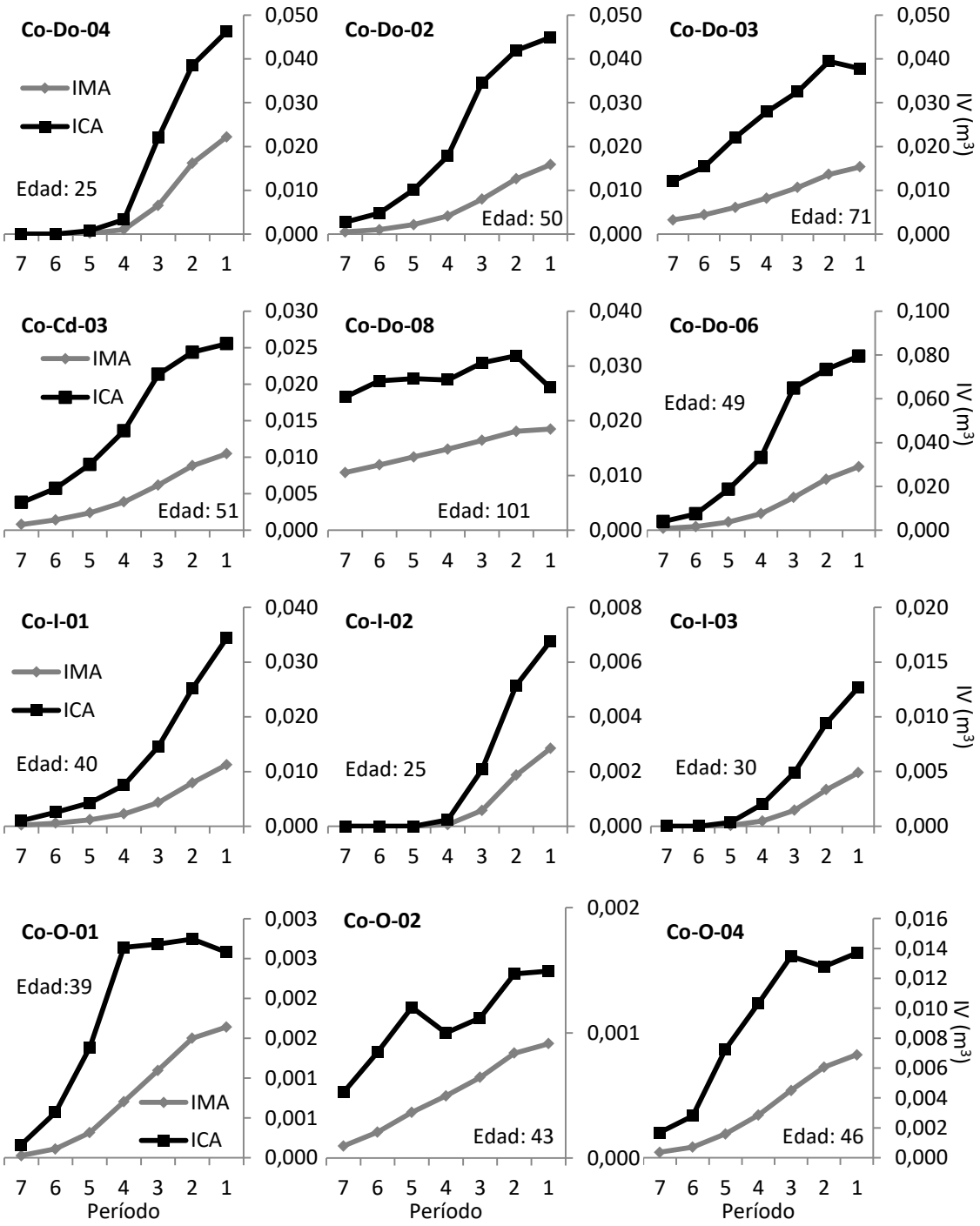


Figura 2.8. Incremento medio anual (IMA) e incremento corriente anual (ICA) del volumen (V) para períodos de 5 años desde la actualidad, en árboles dominantes (Do), codominantes (Cd) , intermedios (I) y suprimidos (O) de coihue.

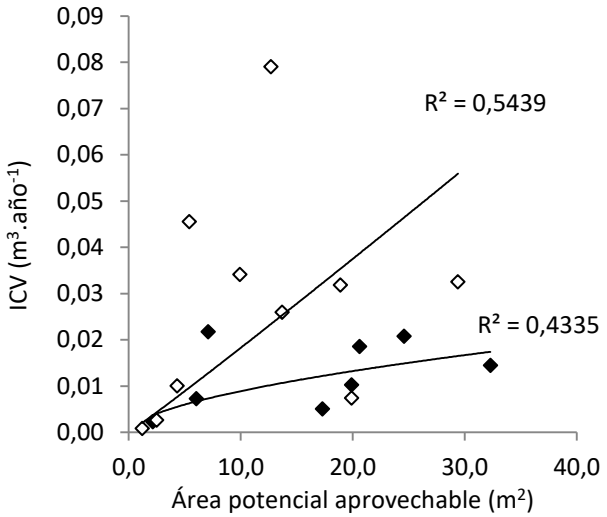


Figura 2.9. Relación entre el incremento corriente en volumen (ICV, $m^3.año^{-1}$) y el área potencial aprovechable (m^2) para ciprés (negro) y coihue (blanco).

2.5.4. Relación entre el área foliar y el incremento corriente en volumen

La relación entre el área foliar y el incremento corriente anual en volumen individual resultó lineal para ambas especies, con una pendiente algo superior en coihue. En coihue la pendiente es mayor en los intermedios y suprimidos, respecto a los dominantes y codominantes. Coihue mostró mayor incremento que ciprés para un mismo valor de área foliar (Figura 2.10).

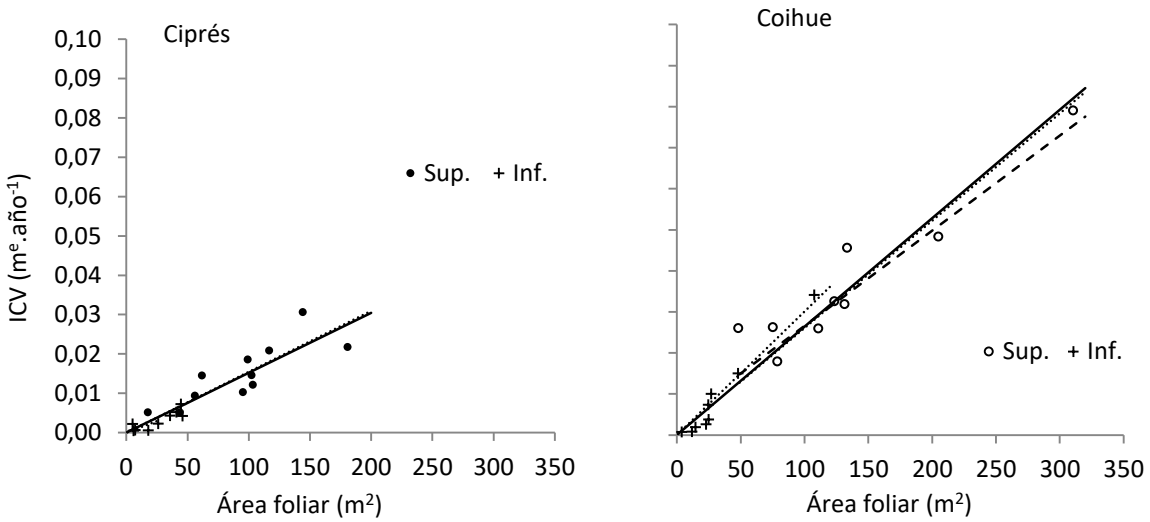


Figura 2.10. Incremento corriente en volumen ($m^3.año^{-1}$) en relación al área foliar (m^2) para ciprés (izquierda) y coihue (derecha). Linea entera representa el modelo con todos los datos, la linea punteada representa los modelos con separación por estratos y la linea de guiones es el modelo segmentado de coihue.

Se ajustaron funciones entre el área foliar y el incremento en volumen por especie con todos los árboles y dividiendo por estratos (Figura 2.10, Tabla 2.5). Las funciones ajustadas para

ciprés y para coihue explican el 903% de la variabilidad de la primera especie y el 96% de la segunda.

Los modelos por estrato comparten un rango de área foliar, en el que según si el árbol es del estrato superior o inferior se adoptaría una u otra función para predecir el incremento en volumen anual. Para obtener una sola función de estimación por especie, que a la vez permitiera modelar cambios de pendiente, se evaluaron modelo lineales segmentados (usando el paquete "segmented" de R, ver Anexo 7). Únicamente el coihue presentó un punto de inflexión (Tabla 2.5).

Tabla 2.5. Ecuaciones de predicción del incremento corriente anual en volumen (m^3.$año^{-1}$) de los últimos 5 años a partir del área foliar individual (AF, en m^2).

Especie	*Estrato*	*Ecuación*	*n*	*r^2 adj*	*AIC*	*LOOV*	*RSE*	*Ef*	*MAPE*
Ciprés	Todos	0,0001522*AF	20	0,93	-103	0,0001	0,02	0,84	27,4
	Superior	0,00015462*AF	11	0,93	-85	0,0001	0,004	0,67	24,6
	Inferior	0,0001174*AF	9	0,90	-93	0,0001	0,001	0,75	30,1
Coihue	Todos	0,000264*AF	18	0,97	-134	0,0007	0,03	0,94	17.2
	Todos segmentado	AF<48: 0,00034003*AF	18	0,97	-135	0,00003	0,005	0,60	47,4
		AF>48: 0,00023185*AF				0,0006		0,76	16,6
	Superior	0,0002611*AF	9	0,97	-61	0,0007	0,007	0,86	14,0
	Inferior	0,000301*AF	9	0,96	-79	0,0001	0,002	0,94	23,5

2.5.5. Relación del incremento corriente en volumen con otras variables de interés

El análisis de correlación de Pearson mostró para el ciprés que además del área foliar, el área de albura a la altura del pecho y el área del albura al inicio de la copa, están altamente correlacionadas con el incremento en volumen individual (Pearson > 0,94, ver Anexo 7). En el coihue si bien la mayor correlación se obtuvo con el área foliar (Pearson = 0,97), también se obtuvo alta correlación con el área de albura al pecho (Pearson = 0,91).

El ajuste de modelos lineales para predecir el incremento corriente en volumen, mediante selección automática de variables correlacionadas (ver Anexo 7) mediante Stepwise, seleccionó para ciprés el área de albura al pecho y el área de albura en la base de la copa viva, mientras que para el coihue seleccionó el área foliar y la altura total, esta última a pesar de tener menor coeficiente de Pearson que otras variables. Dado que el área de albura en la base de la copa es de difícil determinación, se utilizó únicamente el área de albura al pecho en el modelo final estimado para ciprés. Este modelo presentó un coeficiente de determinación ajustado de 0,95, superior a los modelos que usan el área foliar para estimar el incremento y un menor AIC (ver Anexo 7):

$$ICV_{ciprés}\ [m^3.año^{-1}] = 0{,}000042 * \text{Área de albura a 1,3 m } [cm^2] \qquad R^2 = 0{,}95,\ AIC=-173$$

El modelo de predicción del incremento corriente en volumen de coihue presentó un coeficiente de determinación de 0,96, ligeramente menor al de los modelos que estiman sólo con el área foliar y un AIC ligeramente menor que el de los mismos (ver Anexo 7):

ICV_{coihue} [$m^3.año^{-1}$]=-0,01+0,00022*Área foliar [cm^2]+0,00072*Altura total [m] R^2=0,95, AIC=-139

Siguiendo el principio de parsimonia, en el caso del coihue sería recomendable el uso del modelo que sólo estima con el área foliar.

2.5.6. Eficiencia de crecimiento individual

La eficiencia de crecimiento (EI) de ciprés y coihue en función del área foliar muestra en promedio una tendencia a un valor máximo para áreas foliares individuales relativamente bajas, para luego descender cuando el área foliar aumenta (Figura 2.11). Para ciprés la máxima EI estimada ronda 0,16 $dm^3.m^{-2}.$ $año^{-1}$ y se alcanzó con alrededor de 100 m^2 de área foliar. Coihue mostró una EI máxima estimada de 0,31 $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$ también para los 100 m^2 de área foliar.

Si se analiza el comportamiento según la clase social se destaca en coihue que entre las plantas más eficientes predominarían dominantes, codominantes e intermedias, mientras que en ciprés la mayor eficiencia se observa entre dominantes y codominantes (Figura 2.11). Para ambas especies acorde aumenta el área foliar en plantas dominantes, la eficiencia de crecimiento disminuye, y las plantas menos eficientes corresponden a las suprimidas.

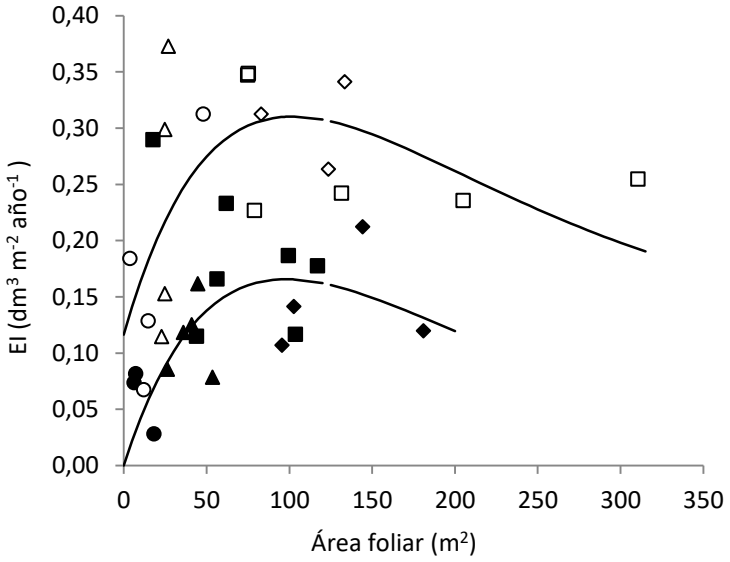


Figura 2.11. Eficiencia de crecimiento (EI, $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$) en función del área foliar (m^2) para árboles dominantes (cuadrados), codominantes (rombos), intermedios (triángulos) y suprimidos (círculos) de ciprés (negro) y coihue (blanco). La línea negra corresponde al modelo de Ricker (1975) ajustado a los datos: EI=a*área foliar*exp(-b*área foliar)+c (ver en Anexo 7 los parámetros del modelo).

2.6. DISCUSIÓN

2.6.1. Área foliar específica

El coihue y el ciprés mostraron marcadas diferencias funcionales y de productividad. El coihue presenta mayor área foliar específica y mayor incremento que el ciprés. El área foliar específica se asocia a la capacidad fotosintética, por lo que especies con mayores valores tienen crecimientos superiores (Dahlgren et al. 2006), al producir hojas con menor inversión en biomasa respecto al área foliar (Poorter y Remkes 1990). Pese a esto, la diferencia en el área foliar específica de ambas especies no parece poder explicar por sí sola la gran diferencia en el incremento en diámetro, altura y volumen. Por otro lado, el área foliar específica se ha relacionado con la tolerancia a la sombra de las especies, con una tendencia a ser menor en especies intolerantes. El ciprés es más tolerante a la sombra que coihue (Caselli et al. 2018), aunque su área foliar específica es menor. Cuando se comparan las áreas foliares específicas de ambas especies con la de otras, se observa que sus valores son relativamente bajos (Figura 2.12), lo que coincide con el carácter de intolerante con el que normalmente se ha clasificado tanto a coihue como a ciprés (Veblen y Lorenz 1987).

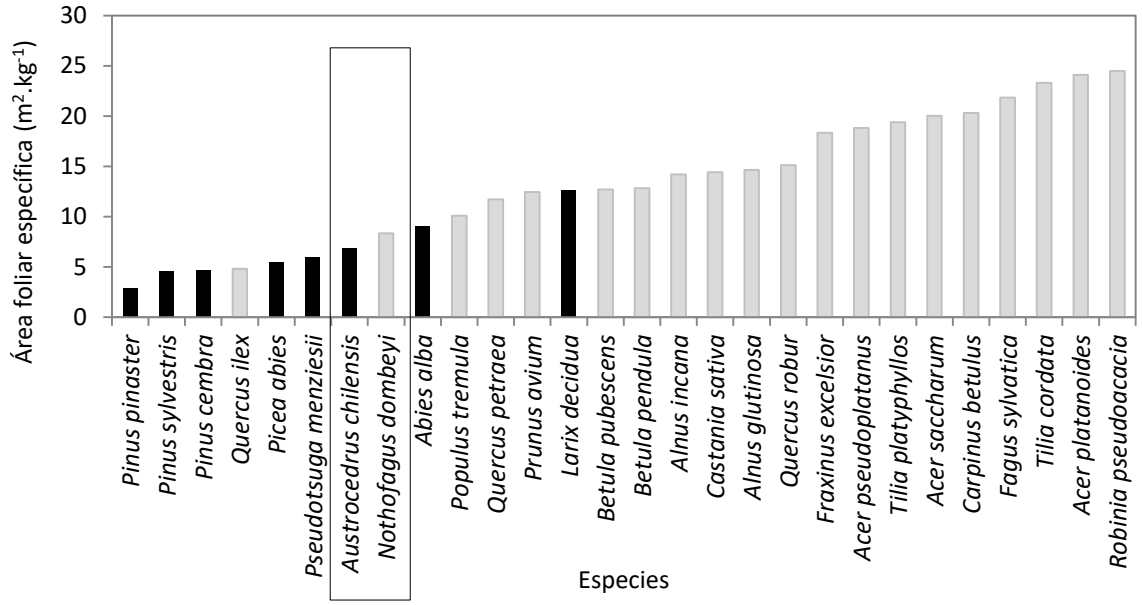


Figura 2.12. Área foliar especifica ($m^2.kg^{-1}$) para diferentes especies de coníferas (negro) y latifoliadas (gris) ordenadas de menor a mayor. El rectángulo muestra el área foliar especifica determinada en esta tesis para ciprés y coihue. Fuente de datos para otras especies: Forrester et al. 2017, Apéndice A.

En las dos especies el área foliar específica por grupos de clase social difiere. En el grupo de dominantes y codominantes (estrato superior) es menor que en el de intermedios y suprimidos (estrato inferior). Esto se debería a las diferencias morfológicas entre hojas de sol y hojas de

sombra, causada por variaciones en las condiciones de luz dentro del dosel (Kellomäki y Oker-Blom 1981, Gratani et al. 1987). En los estratos sombríos, los árboles adaptan sus hojas para maximizar la captura de luz, sin embargo, estos árboles son menos eficientes que los que reciben luz directa, por lo que su crecimiento es menor.

2.6.2. Relación del área foliar con las variables seleccionadas

En este estudio se comprobó que el área foliar de ambas especies tiene correlación con otras variables dimensionales de más fácil medición o estimación. El área de albura al pecho (AAP), el área media de anillo anual en la albura (AAA), el área de albura en la base de la copa (AABC) y el grado de dominancia (Ui) mostraron alta correlación con el área foliar en ambas especies, mientras que el DAP, el área basal (AB), la altura (H), el área de copa (AC), el largo de copa (LC), y las relaciones entre DAP/H, DAP^2/H, sólo se correlacionaron con el área foliar de ciprés. Las variables AC y LC, que representan el tamaño de la copa, muestran alta correlación con el área foliar debido a, resultando en mayor área foliar para tamaños de copa más grandes. Las variables de altura y del grado de dominancia aportan dimensión del espacio de crecimiento ocupado. Árboles en posiciones sociales superiores ocupan más espacio porque son capaces de desarrollar más área foliar, que los del estrato inferior. La alta correlación del AAA y el área foliar se relaciona con la capacidad de transporte de nutrientes a las hojas, y coincide con lo reportado para otras especies, como por ejemplo para la biomasa foliar de *Pinus sylvestris* (Albrektson 1984).

En las dos especies, el análisis de correlación ratificó la fuerte relación entre el área de albura y el área foliar, como ha sido observado en latifoliadas (Shinozaki et al. 1964ab, Waring et al. 1977, Bartelink 1997) y coníferas (Long et al. 1981, Waring et al. 1982, Shinozaki et al. 1964ab, O'Hara y Valappil 1995, DeRose 2004, Stancioiu y O´Hara 2005). La albura conduce agua y nutrientes al follaje, y también almacena agua (Waring y Running 1978), por lo que está funcionalmente relacionada al área foliar en forma más directa que con variables de medición externa como el AB y el DAP (Whitehead 1978, Bancalari et al. 1987). Para árboles grandes el área de albura necesaria para abastecer con agua el follaje transpirante es insuficiente para proveer el soporte mecánico necesario y debe ser compensado con mayor área basal. Por ello en árboles en desarrollo las diferencia entre la albura y el área basal se incrementa a medida que aumenta el tamaño del árbol, haciendo que la correlación entre el área basal y el área foliar sea menos fuerte (Long et al. 1981, Long y Smith 1984). En el ciprés como el área de albura al pecho corresponde a una porción pequeña del área basal (menos del 35%), un cambio en el área de albura, tiene poco impacto en relación al tamaño del árbol, haciendo que exista también una alta correlación entre

el AB y el AF. En el coihue el área de albura ocupa en promedio más del 60% del área basal, por lo que cambios importantes del área de albura en pocos años, sobre todo en árboles por encima de ciertas dimensiones (20-30 cm de DAP) no quedan igualmente representados en el AB, por lo que ambas variables estan menos correlacionadas.

Por otro lado, la correlación del área foliar con el área de albura en la base de la copa también es fuerte, pero menos que con el área de albura al pecho. Resulta interesante que, considerando el modelo de tubos (Shinozaki et al. 1964ab), en las especies estudiadas el área foliar esté más correlacionada con el AAP que con el AABC. Bancalari et al. (1987) observaron que AABC es mejor predictor del AF que AAP en árboles de crecimiento rápido, mientras que ambas variables resultan buenas predictoras en árboles de crecimiento lento. En dicho estudio, se observó una disminución del área de albura desde la altura del pecho hasta la base de la copa, que también fue reportada por Waring et al. (1982) y Brix y Mitchell (1983), al igual que en este estudio para coihue (27%) y ciprés (11%). Sin embargo, los promedios de AAP y AABC no difirieron significativamente entre sí ($p > 0,15$), solo se encontraron diferencias entre estas variables en coihue para árboles dominantes y codominantes ($p = 0,03$ y $p = 0,006$). A su vez, al comparar las relaciones AF-AAP y AF-AABC solo se encontraron diferencias para los árboles dominantes de ambas especies ($p < 0,04$). Estos fueron los árboles que más crecieron y los que presentaron mayores áreas en la base de la copa, lo que coincide con la tendencia señalada para *Pseudotsuga menziesii* por Brix y Michell (1983). Estos autores atribuyen esta diferencia a variaciones en la conductividad de la albura entre ambos puntos. Por lo tanto, los resultados en el coihue y el ciprés, no indican una contradicción con el modelo de tubos, ya que es evidente la relación funcional entre el área de albura y el área foliar, sin embargo existirían otros aspectos fisiológicos y de la historia de crecimiento individual que aportan variación a la relación a distintas alturas del árbol.

La razón entre el área foliar y el área de albura se ha relacionado con las condiciones ambientales en las cuales las especies se desarrollan favorablemente. En general, especies adaptadas a climas áridos o a la colonización de hábitat expuestos parecen tener menor razón de follaje por área de albura que aquellas adaptadas a ambientes más húmedos (Waring et al. 1980). Ambas especies bajo estudio muestran una razón área foliar-área de albura similares, y bajas en comparación con otras especies citadas por Margolis et al. (1995), lo que coincide con que ambas pueden actuar como pioneras cuando las condiciones, principalmente de humedad, son adecuadas (Veblen y Lorenz 1987).

2.6.3. Estimación del área foliar

Si bien el número de árboles muestra no fue muy alto, limitado por los altos costos y los esfuerzos asociados a muestreos destructivos, en especial en árboles de gran tamaño, al haber abarcado homogéneamente el rango de tamaños, posiciones sociales y desarrollo de las copas, se considera adecuado. Los estadísticos de ajuste de las funciones de predicción de área foliar mediante relaciones alométricas resultaron satisfactorios para ambas especies, tanto al utilizar todos los árboles como al separar por estratos (ver Tabla 2.4). Los modelos desarrollados explican en todos los casos más del 90% de la variabilidad e incluyen el área de albura en la estimación. Estos ajustes son similares a los que fueron obtenidos en estudios con otras especies en el hemisferio Norte (O'Hara y Valappil 1995, O'Hara et al. 2001, Stancioiu y O'Hara 2005, Forrester et al. 2017). Para el ciprés y el coihue no sería necesario separar por estratos en el bosque mixto, aunque para el coihue los resultados gráficos muestran una mejor predicción de áreas foliares grandes con el modelo del estrato superior (ver Figura 2.3).

Relaciones área foliar - área de albura constantes entre árboles de distintas posiciones sociales como las halladas en este estudio, también fueron reportadas para otras especies: *Pinus ponderosa* (O'Hara y Valappil 1995, Monserud y Marshall 1999), *Tsuga canadensis* (Kenefic y Seymour 1999), *Pinus taeda* (Shelburne et al. 1993), *Abies balsamea* (Gilmore y Seymour 1996), *Pseudotsuga menziesii* y *Pinus monticola* (Monserud y Marshall 1999). O'Hara y Valappil (1995) lo adjudican a que los árboles del estrato inferior suelen presentar menor demanda evaporativa por no estar tan expuestos a los factores de desecación, pero en este caso, no necesitarían menos tejido de conducción para soportar una unidad dada de área foliar, respecto a árboles del estrato superior. La ligera diferencia detectada para área foliares grandes de coihue mostraría que, efectivamente, árboles muy grandes del estrato superior necesitan mayor tejido de conducción por unidad de área foliar que los árboles medianos y pequeños del estrato inferior. Esto probablemente se deba a problemas de funcionalidad de la albura que requieren la compensación con más tejido (Whitehead et al. 1984). Sin embargo, como se mencionó anteriormente esta diferencia (0,22 $m^2.cm^{-2}$ vs 0,23 $m^2.cm^{-2}$) no es significativa en el rango de tamaños estudiado, por lo que muestreos de árboles de mayor tamaño serían necesarios para corroborar esta hipótesis.

La forma de la relación área de albura - área foliar ha sido estudiada para varias especies y bajo diferentes condiciones de crecimiento. Para Dean y Long (1986) la relación área de albura-área foliar puede parecer lineal bajo relativamente estrechos rangos de área de albura porque el tamaño medio de árbol, la densidad del rodal y la calidad de sitio están correlacionados (Assmann 1970, Long y Smith 1984). Sin embargo, existe evidencia de relaciones área de albura - área foliar

lineales (Marchand 1984, Schuler y Smith 1988, Robichaud y Methven 1992, Coyea y Margolis 1992, O'Hara y Valapill 1995, Forrester et al. 2017) y no lineales (Dean y Long 1986, Long y Smith 1988, 1989, Thompson 1989). En este sentido, nuestros resultados coinciden con los reportados por los primeros autores, ya que los modelos que mejor ajustan para el ciprés y el coihue son lineales.

La incorporación del DAP mejoró las predicciones de las funciones (Ecuaciones 1, 11 y 12, Ecuaciones 7 y 16). El DAP provee indirectamente información de la historia de crecimiento del árbol que lo ha llevado al desarrollo de su área foliar actual (Forrester et al. 2017), y por ello fue señalado como un buen predictor de AF por varios autores (Kendall Snell y Brown 1978, Newman 1979, Ford 1982, Schönenberger 1984, Bancalari et al. 1987). Por otra parte, los modelos de área foliar del estrato inferior del ciprés y en los del coihue con y sin separación por estratos, incluyeron la altura y/o la altura a la mitad de la copa. Esta última mejora las estimaciones de área foliar en sitios de diferente densidad y calidades de sitio según Dean y Long (1986) y Long y Smith (1988), como un buen indicador de la estructura del rodal.

A pesar que la incorporación de variables de estructura del rodal otorgaría mayor versatilidad a los modelos de predicción del área foliar (Forrester et al. 2017), en el presente estudio la mayoría de las funciones con variables de estructura (área de copa, densidad, grado de mezcla, grado de dominancia, largo de copa, altura relativa) no mejoran la predicción. Esto podría deberse a que los rodales muestreados no presentaron una gran variación de condiciones de sitio, pero al mismo tiempo representan al rango de condiciones más o menos acotadas en el que se desarrollan los bosques mixtos de ciprés y coihue. Por su parte, las funciones que incluyeron la edad, reportada para otras especies (Porté et al. 2000, Forrester et al. 2017), no mejoraron la estimación respecto a las funciones con variables más simples (Ecuaciones 1 y 12). De la misma manera, funciones que incluyeron el área media de anillo anual de la albura no mejoraron las estimaciones del área foliar en relación al área de albura, al igual que para *Pseudotsuga menziesii* (Bancalari et al. 1987). Los mejores modelos de estimación del área foliar obtenidos en este estudio, los cuales explican la mayor parte de la variabilidad, utilizan variables de medición expeditiva, lo que hace más rápida y por lo tanto, menos costosa a la estimación.

La estimación del área foliar con una relación AF-AAP constante ha sido ampliamente utilizada (Kaufmann y Troendle 1981, Dean et al. 1988, O'Hara et al. 1999), aunque se ha demostrado que puede variar con la densidad del rodal y entre árboles (Keane y Weetman 1987). En el presente estudio el área foliar media estimada con los modelos con y sin separación por estratos y la estimación con la razón AF-AAP no difieren significativamente entre sí ni con las medias observadas. Sin embargo, las variaciones árbol a árbol muestran que resulta mejor utilizar

los modelos con diferenciación por estratos para obtener mejores estimaciones, especialmente en el coihue.

2.6.4. Incremento en volumen del fuste

Los árboles de coihue muestran incrementos en volumen muy superiores a los de ciprés. Respecto a las dimensiones transversal y vertical, el mayor incremento en volumen de coihue respecto a ciprés parece deberse principalmente a la segunda dimensión, ya que para todas las posiciones sociales el coihue superó al ciprés, mientras que en la sección transversal, el coihue superó al ciprés en la posición social dominante. Un mayor crecimiento en altura del coihue le permite alcanzar rápidamente el dosel, ocupando las posiciones sociales más privilegiadas del canopeo, lo que a su vez genera más crecimiento en la sección transversal.

Asimismo, el análisis del crecimiento individual en volumen de las últimas 4 décadas muestra que el ciprés en general tuvo alternancia de periodos de incremento mayor y menor, mientras que la mayoría de los coihues no mostraron esa variación. Similares variaciones en el ciprés ya habían sido reportadas por Villalba y Veblen (1997) y, Mundo et al. (2010). Estos autores registraron una alta correlación positiva entre el incremento diamétrico y la precipitación de la primavera y principio de verano, y una correlación negativa con la temperatura durante la estación de crecimiento, las cuales pueden explicar las variaciones observadas. El crecimiento individual de coihue es menos variable probablemente debido a que se trata de árboles de menor edad en general, que se encuentran en la etapa de máximo incremento y a su capacidad de ocupar mejor los espacios superiores debido a su muy superior crecimiento en altura, lo que le permite ocupar posiciones privilegiadas en el dosel respecto al ciprés.

De acuerdo a lo esperado, el área foliar resultó altamente correlacionada con el incremento corriente en volumen en ambas especies. Estos resultados coinciden con los reportados para otras especies por Gilmore y Seymour (1996), Seymour y Kenefic (2002) y Gersonde y O'Hara (2005), entre otros, aunque a diferencia de ellos, en el presente estudio las relaciones fueron lineales. En los rangos de tamaño muestreados todos los modelos lineales ajustados explicaron más del 90% de la variabilidad del incremento corriente en volumen, no habiéndose detectado aun la asíntota del incremento en volumen para áreas foliares altas. Sin embargo los análisis fustales de ciprés muestran que para edades cercanas a 100 años se estarían igualando el ICA y el IMA. A su vez, el incremento corriente en volumen de coihue mostró estar correlacionado con el área foliar, pero también con la altura, lo que reafirma la importancia de que el coihue pueda alcanzar el dosel superior para potenciar su productividad. El área de albura también mostró ser

una variable altamente relacionada con el incremento en volumen, por lo que también puede usarse para la estimación de incremento en volumen a nivel individual, en especial de ciprés.

2.6.5. Eficiencia de crecimiento individual

La eficiencia de crecimiento provee un enlace conceptual entre aspectos fisiológicos del crecimiento de los árboles y mediciones tangibles de producción de madera (Webster y Lorimer 2003). Los valores máximos de eficiencia de crecimiento individual en el ciprés y el coihue se alcanzan con áreas foliares relativamente bajas, si se compara con la de otras especies (Gersonde y O'Hara 2005), siguiendo la tendencia de las intolerantes a la sombra. La eficiencia del coihue es prácticamente el doble que la de ciprés, lo que implica que para una misma unidad de área foliar produce casi el doble de madera. A su vez, altas eficiencias se han relacionado a adaptaciones a entornos de alta luminosidad (Gersonde y O'Hara 2005). Esta característica junto a la mayor capacidad de desarrollar área foliar del coihue, constituyen una ventaja competitiva inter-específica frente a la liberación del espacio de crecimiento luego de los disturbios, y explican la mayor productividad de los bosques mixtos de estas especies en comparación con los bosques puros de ciprés.

Por su parte la eficiencia de crecimiento también depende de la posición social del árbol, como ha sido reportado en otras especies (Waring 1983, O'Hara 1988). Por debajo de 50 m^2 la eficiencia se incrementa considerablemente acorde aumenta el área foliar y luego de alcanzar un máximo, decae. Este comportamiento también ha sido observado para otras especies (Roberts et al. 1993, Gilmore y Seymour 1996, Seymour y Kenefic 2002). A medida que los árboles jóvenes aumentan su crecimiento en altura en busca de luz, es necesario mayor tejido mecánico de sostén en el fuste (Cannell y Dewar 1994), lo que explica la alta eficiencia de los árboles de posiciones sociales intermedias (codominantes e intermedios), observada especialmente en el coihue. Sin embargo, cuando los árboles tienen copas más grandes, la eficiencia disminuye debido a que aumenta la proporción de follaje ubicado en porciones de la copa sombreadas y viejas, lo que aumenta el costo por respiración (Waring y Schlesinger 1985) a expensas del crecimiento del fuste (Assmann 1970, O'Hara 1988, Long y Smith 1989), y debido a que la capacidad fotosintética disminuye con la edad (Yoder et al. 1994, Ryan et al. 1997, Seymour y Kenefic 2002). Por último, los árboles suprimidos presentan la menor eficiencia debido a que deben asignar una proporción mayor de carbono a la respiración que al crecimiento del fuste (Gilmore y Seymour 1996).

2.7. CONCLUSIONES

Este estudio brinda la posibilidad de conocer el área foliar del coihue y del ciprés a nivel individual, por estrato y por rodal. Este conocimiento es generado a través de relaciones alométricas con el área de albura, el diámetro a la altura del pecho y la altura. La alta correlación entre el área foliar y el incremento en volumen permite el estudio de la eficiencia de crecimiento de los árboles de las distintas estructuras forestales, para determinar las condiciones adecuadas para alcanzar distintos objetivos de manejo forestal. La herramienta aquí desarrollada resultaría útil para el control de la densidad en bosques de estas especies puros, y especialmente en los mixtos, por sus estructuras complejas que no facilitan el uso de variables forestales tradicionales. A partir de ella se podrán definir estructuras meta para la conducción de los bosques mixtos de ciprés y coihue. De esta manera se aporta conocimiento para abordar el desafío que impone para el manejo forestal la mayor complejidad de las estructuras que resultan de la incorporación del coihue en los bosques enfermos con mal del ciprés, con una herramienta versátil y directamente ligada a la producción del bosque.

CAPÍTULO 3: CRECIMIENTO DEL DOSEL EN RELACIÓN AL ÍNDICE DE ÁREA FOLIAR Y LA EFICIENCIA DE CRECIMIENTO EN BOSQUES MIXTOS DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE

3.1. RESUMEN

El espacio de crecimiento, comprendido como el conjunto de todos los recursos del sitio utilizados por un árbol, que tiene dimensión horizontal y vertical, puede ser representado por el índice de área foliar (IAF). La forma en que los distintos componentes del rodal ocupan el espacio de crecimiento disponible es determinante en la eficiencia de uso de dichos recursos. A través del manejo forestal puede manipularse la estructura de manera que favorezca a los componentes más eficientes para mejorar la productividad del rodal. El ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*) y el coihue (*Nothofagus dombeyi*), crecen en formaciones mixtas con potencial productivo. Para seleccionar estructuras meta para los bosques mixtos en la etapa de conducción, es necesario el estudio del comportamiento de los árboles en diferentes estructuras. El objetivo de este estudio fue determinar, en bosques mixtos de ciprés y coihue, el efecto que tiene la distribución del área foliar sobre la eficiencia de crecimiento de los distintos componentes de la estructura (especies y estratos), y en el crecimiento del rodal. Los resultados muestran que el incremento corriente en volumen del rodal de las estructuras estudiadas estuvo más relacionado a la distribución del IAF entre las especies que al IAF total del rodal. El coihue es la especie que aportó más al crecimiento y mostró el doble de eficiencia que el ciprés para una misma unidad de área foliar. A su vez, la eficiencia de las especies presentó una relación inversa con el IAF del rodal, siendo más pronunciada en coihue. A partir de estos resultados se desprende que, en los bosques mixtos de ciprés y coihue, el coihue es el que regula principalmente la producción, por lo que para potenciar el crecimiento del rodal es necesario aumentar su participación en el IAF total.

Palabras clave: incremento corriente en volumen, manejo forestal, estratos de altura

3.2. INTRODUCCIÓN

La estructura y el funcionamiento de los bosques mixtos son tópicos de investigación con creciente relevancia internacional (Bravo-Oviedo et al. 2014, del Río et al. 2018), en particular respecto a las consecuencias que la combinación de especies arbóreas tiene sobre la estabilidad y la productividad de los sistemas forestales (Coll et al. 2018). Esto se debe a que los bosques mixtos presentan mayor biodiversidad, mayor productividad y provisión de servicios ambientales (Jactel et al. 2009, Scherer-Lorenzen et al. 2010), más resistencia y resiliencia frente a disturbios naturales y antrópicos, y como consecuencia de ello, más capacidad de adaptación al cambio climático y otras perturbaciones (Kolstrom et al. 2011). El conocimiento sobre la estructura y dinámica de los bosques mixtos resulta entonces esencial para su conservación y manejo.

La producción forestal depende de que los árboles obtengan los recursos necesarios del entorno y, a través de la fotosíntesis y la respiración, los conviertan en biomasa. El espacio de crecimiento, comprendido como el conjunto de todos los recursos del sitio utilizados por los árboles (O'Hara y Gersonde 2004), está conformado espacialmente por las dimensiones horizontal y vertical de la estructura. En los bosques mixtos y/o disetáneos, las especies varían en su tolerancia a la sombra y/o en su velocidad de crecimiento en altura, lo que determina la existencia de dos o más estratos. En estas estructuras, los recursos del sitio son utilizados de diferente forma por los distintos componentes del rodal (especies, cohortes, estratos). Por ello, el análisis o modelado de rodales mixtos a través de las características de su árbol promedio, o por la suma de valores a nivel de rodal, es al menos cuestionable (Pretzsch y Schütze 2015). Un bosque puede producir más madera que otro como resultado de una mayor disponibilidad de recursos, por una mayor captura de los recursos disponibles, por usar los recursos más eficientemente o por destinar una mayor proporción de biomasa a la madera del fuste (Binkley et al. 2004).

Una medida que se ha utilizado para representar el espacio de crecimiento efectivamente ocupado, relacionada con la capacidad fotosintética de los árboles, y por lo tanto con su crecimiento, es el índice de área foliar (IAF) (Waring 1983, Long y Smith 1984, O'Hara 1988, O'Hara y Gersonde 2004). El índice de área foliar es una variable biométrica que resulta de la razón entre la suma de las áreas foliares y la superficie que ocupan proyectada sobre la horizontal (Donald 1961, Harper 1977, Larcher 1983). Esta variable refleja mejor la ocupación del espacio de crecimiento en bosques mixtos que otras medidas de densidad, ya que permite captar mejor su distribución conjunta, vertical y horizontal (Schuler y Smith 1988). A nivel de rodal el IAF alcanza un máximo que depende de la calidad de sitio, y tiene consecuencia directa sobre la evolución del crecimiento en volumen (Waring 1983, Long y Smith 1984, O'Hara et al. 2001, Smith y Long 2001).

El crecimiento de los árboles con relación a su área foliar es una medida de la eficiencia con la que hacen uso del espacio de crecimiento. La forma en que los distintos componentes del rodal (especies, estructura de edades, posición social, etc.) ocupan el espacio de crecimiento disponible es determinante en dicha eficiencia (O'Hara 1988). Conocer la distribución del IAF entre los distintos componentes del rodal resulta entonces de utilidad para describir la estructura y diseñar intervenciones silviculturales que mejor aprovechen la productividad potencial (Jones et al. 2015).

La eficiencia de crecimiento provee un enlace conceptual entre aspectos fisiológicos del crecimiento de los árboles y la productividad forestal (Webster y Lorimer 2003). La eficiencia se define como el crecimiento en volumen por unidad de espacio de crecimiento ocupado (Waring et al. 1980). Las diferencias en la tasa de eficiencia de crecimiento de árboles de diferentes especies, edades y posiciones sociales, conlleva la posibilidad de manipular la estructura del rodal a favor de los componentes más eficientes, según objetivos definidos de manejo, aun manteniendo constante el espacio de crecimiento total ocupado (O'Hara y Gersonde 2004).

En los bosques Andino-Patagónicos de Argentina predominan bosques puros, pero ciertas especies de importancia forestal también se combinan en estructuras mixtas. La conífera ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis* (D. Don) Pic. Ser. *et* Bizzarri) - en adelante "ciprés" - y la latifoliada coihue (*Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst), forman bosques puros y mixtos. La estructura de los rodales mixtos está usualmente estratificada en dos capas (Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti 1996), debido a los diferentes desarrollos en altura de las especies. En el dosel de los mejores sitios, el coihue puede alcanzar alturas de hasta 40 m, mientras que el ciprés en general no excede los 30 m, aun cuando se haya establecido primero (Veblen y Lorenz 1987, Loguercio 1997). Para proponer estructuras meta de conducción de bosques mixtos, es necesario conocer cómo la distribución en el espacio de los distintos componentes del rodal influye sobre el crecimiento y con qué eficiencia ocurre. No existen antecedentes que aborden esta temática en bosques de ciprés y coihue.

3.2. OBJETIVOS E HIPÓTESIS

El objetivo de este estudio fue determinar en bosques mixtos de ciprés y coihue, el efecto que tienen la distribución del área foliar y la eficiencia de crecimiento, de los distintos componentes de la estructura (especies y estratos), sobre el incremento corriente en volumen y sus consecuencias para la conducción del rodal.

Hipótesis: En bosques mixtos de ciprés y coihue, el coihue debido a su mayor capacidad de ocupación del espacio de crecimiento y eficiencia de crecimiento, tiende a dominar el dosel superior y a aportar más que el ciprés a la producción en volumen del rodal. El ciprés puede

crecer bajo el coihue en el bosque mixto pero su crecimiento y eficiencia de crecimiento disminuyen a medida que coihue ocupa más espacio de crecimiento en el dosel.

Predicciones:

- A mayor proporción de coihue en el índice de área foliar total, mayor incremento corriente en volumen del rodal.
- El coihue presenta mayor eficiencia de crecimiento que el ciprés en el estrato superior.
- Mayor índice de área foliar de coihue en el estrato superior limita el incremento en volumen del ciprés.

3.3. MATERIALES Y MÉTODOS

3.3.1. Área de estudio

El estudio se realizó en 10 rodales seleccionados con distintas estructuras y participación variable de ambas especies, sin intervenciones o que no recibieron cortas en al menos los últimos 10 años. Dos de los rodales se ubicaron en el Parque Nacional Los Alerces (entre 42°55' y 42°46' S y entre 71°44' y 71°34' O), de la provincia de Chubut; dos en la Reserva Forestal Loma del Medio – Río Azul (entre 41°57' y 41°53’ S y entre 71°33' y 71°32' O), en la provincia de Río Negro y seis en el Valle del Río Manso (entre 41°37' y 41°34' S y entre 71°37'" y 71°30' O), también en la provincia de Río Negro. En cada uno de los rodales se instaló una parcela circular con un tamaño de entre 500 y 1000 m^2, según la densidad de árboles, procurando que cada parcela contuviera al menos 50 individuos.

3.3.2. Muestreos de campo y procesamiento de la información

En cada parcela se registró la pendiente, la exposición, la altitud, la posición geográfica y se realizó un censo de todos los árboles con DAP mayor a 5 cm. De cada árbol por especie, se midió el DAP, la altura total y del inicio de la copa viva, se determinó la posición social (según Oliver y Larson 1996) y la forma del fuste. Además se evaluó el estado sanitario en ciprés en relación a síntomas del mal del ciprés según la clasificación visual de Rajchenberg y Cwielong (1993). De cada árbol se identificaron los cinco árboles vecinos más cercanos, para el cálculo del grado de dominancia diamétrica (Ui) y del grado de mezcla de especies (Mi). Estos son índices que comparan el diámetro y la especie del árbol muestra respecto a sus vecinos. Adoptan valores de 0 (Ui: si el DAP del árbol muestra es menor al DAP de los competidores; Mi: si todos son de la misma especie) a 1 (Ui: si el DAP del árbol muestra es mayor al DAP de los competidores; Mi: si la

especie del árbol muestra difiere de la especie de todos los competidores) (von Gadow et al. 2007).

Para estimar el área foliar de cada árbol se utilizaron los modelos desarrollados en el Capítulo 2. Para la estimación del área de albura y del incremento corriente en diámetro de los últimos 10 años de cada especie, en cada parcela, se tomaron muestras de tarugos a la altura del pecho con barreno de Pressler. En los árboles con DAP mayor a 20 cm se extrajeron tarugos en dos direcciones perpendiculares (N y E). En árboles con DAP entre 10 y 20 cm, y en una muestra de árboles de menos de 10 cm de DAP, se tomó un sólo tarugo en la dirección N. Para el resto de los árboles pequeños se estimó el área de albura y el incremento diamétrico a partir del DAP mediante funciones elaboradas con la muestra. En un número variable de tarugos que alcanzaron la médula o próximo a ella se determinó la edad del árbol mediante conteo de anillos.

Para aplicar el modelo de área foliar por especie y estrato se utilizaron el DAP, el área de albura, y la altura total de cada árbol (ecuaciones 5 y 14 para el estrato inferior, y las ecuaciones 1 y 16 para el estrato superior de ciprés y coihue, respectivamente - Capítulo 2, apartado 2.4.3.-).

Se ajustaron funciones altura-DAP hace 10 años para cada especie a partir de los análisis fustales de los árboles del estudio del Capítulo 2. Estas funciones permitieron el cálculo de la altura que tenían los árboles 10 años antes (H10), a partir del DAP que tenían hace 10 años (DAP10), determinado con las muestras de tarugo (ver Anexo 7 por estimación de los modelos y comprobación de supuestos). Las funciones utilizadas fueron las siguientes:

Ciprés: H10=1,053179*(DAP10)-0,013184*(DAP10^2)

Coihue: H10= 1,292223*(DAP10)-0,018411*(DAP10^2)

En los casos en los que la altura de hace 10 años estimada resultó mayor que la altura actual, se utilizaron funciones altura-DAP ajustadas para cada especie y parcela con los datos actuales, para hacer la corrección de la altura estimada hace 10 años, tomando el DAP hace 10 años determinado con los tarugos (ver Anexo 7 por estimación de los modelos y comprobación de supuestos). Si bien no puede asegurarse que la relación entre el DAP y la altura actual sea la misma que hace 10 años, se utilizó este recurso para evitar la pérdida de datos. Estas mismas funciones se utilizaron para estimar la altura de los árboles a los que por alguna razón (por ejemplo, falta de visibilidad correcta) no se les pudo medir la altura en campo.

LA-E-01	Ciprés: H= 1,163726 *DAP-0,015437*DAP^2
	Coihue: H=0.980671*DAP-0.008678*DAP^2
LA-E-02	Ciprés: H= 1,3 + DAP^2/(0,910292* DAP + 0,023186*DAP^2)
	Coihue: 1,3 + DAP^2/(51,71420 -2,93629”DAP+0,08641*DAP^2)

LM-E-01	Ciprés: H=1,3 + DAP^2/(9,361807+0, 038289*DAP^2)
	Coihue: H=1,3 + DAP^2/(6,193415 +0,035768*DAP^2)
LM-E-02	Ciprés: H= -5.7678+ 7.0349*ln(DAP)
	Coihue: H=-8.7676 +8.2582*ln(DAP)
RM-E-01	Ciprés: H= 1,3 + DAP^2/(0,769084*DAP + 0,024038* DAP^2)
	Coihue: H=0,7601291*DAP-0,0039851*DAP^2
RM-E-02	Ciprés: H=1,3 + DAP^2/(0,904161* DAP+ 0,025926*DAP^2)
	Coihue: H=1,3 + DAP^2/(6,856497 + 0,041040* DAP^2)
RM-E-03	Ciprés: H=(38,126 * DAP/(27,284 + DAP))
	Coihue: H=31.825 * DAP/(22.175 + DAP)
RM-E-04	Ciprés: H=1,3 + DAP^2/(0,918920*DAP + 0,025111*DAP^2)
	Coihue: H=38,442*DAP/(25,074+DAP)
RM-E-05	Ciprés: H=32,197*DAP/(22.702+DAP)
	Coihue: H=1,3 + DAP^2/(3,623260+0,04835*DAP^2)
RM-E-06	Ciprés: H=-10,14541+8,587289*logDAP
	Coihue: H=1,3 + DAP^2/(0,941429 *DAP +0,017060* DAP^2)

Para la estimación del volumen y el incremento en volumen, se utilizaron las siguientes funciones estándar:

Ciprés: $V[m^3]=0,000088595*(DAP[cm]^2*H[m])^{0,903631}$ (Loguercio 1997)

Coihue: $V[m^3]=0,0000518*(DAP[cm]^{2,02412})*(H[m]^{0,899318})$ (Chauchard et al. inédito, citado por Maggio y Cellini 2016).

La estructura de las parcelas fue caracterizada mediante los siguientes parámetros dasométricos por especie y por estrato de alturas (superior e inferior): el IAF, el número de árboles, el área basal, el diámetro cuadrático medio, la altura dominante, el volumen actual y el incremento corriente anual en volumen (ICV). Se obtuvo además, la eficiencia de crecimiento del rodal (ER), dividiendo la suma del incremento corriente anual en volumen del rodal de los últimos 10 años por el IAF. Se graficó la relación entre el incremento anual en volumen y la eficiencia del ciprés con el IAF de coihue total y del estrato superior. A su vez, se exploró la relación de la eficiencia decrecimiento individual (EI) con el área foliar.

3.4. RESULTADOS

3.4.1. Descripción de las estructuras

Las estructuras estudiadas presentan entre 490 y 2198 árboles.ha^{-1}, con alturas dominantes entre 20 y 34 m para el coihue y entre 17 y 26 m para el ciprés, las áreas basales variaron entre 48,6 y 76,3 m^2.ha^{-1}, el volumen entre 436 y 977 m^3.ha^{-1}, el IAF entre 4,3 y 7,4 y el ICV de los últimos 10 años entre 9,7 y 23,1 m^3.ha^{-1}.año^{-1} (Tabla 3.1). La participación de ambas especies en el IAF varió entre 71% de ciprés y 29% de coihue, a 22% de ciprés y 88% de coihue.

Los gráficos de distribución de frecuencias diamétricas y de la relación altura-DAP permiten distinguir distintas estructuras (Figura 3.1 y 3.2). El coihue es en general más joven que el ciprés en ambos estratos, con edades medias entre 18 y 60 años, y entre 44 y 100 años, respectivamente (Figura 3.3). Existe un predominio del coihue dominando en las clases diamétricas superiores, en general superando 40 cm (con un máximo de 116 cm en RM-E-04), mientras que el ciprés predomina por debajo de 40 cm. Las alturas mayores de coihue, entre 30 y 40 m, superan a las de ciprés en 5 a 10 m. Otras estructuras muestran predominio de coihue también en las clases menores (RM-E-05 y LM-E-01). En general las clases diamétricas menores presentan menos frecuencia, lo que indicaría que la mayoría de las parcelas se encuentran en una etapa madura, pero no habiendo entrado aún en la de reiniciación (sensu Oliver y Larson 1996). La excepción son las parcelas RM-E-05 y LA-E-02 donde se observa una tendencia de "J" invertida, en las que se estarían incorporando coihues y cipreses en las primeras clases diamétricas. La mayor pendiente de las curvas altura-DAP de coihue indica un mayor incremento en altura que ciprés, en especial en las primeras etapas de desarrollo (ver Figura 3.2).

Tabla 3.1. Parámetros dasométricos de las parcelas de rodales de ciprés y coihue estudiadas: Edad media, altura dominante (HD, m), área basal (AB, $m^2.ha^{-1}$), número de árboles por hectárea (N° de árboles.ha^{-1}), diámetro cuadrático medio (DCM, cm), volumen (Vol., $m^3.ha^{-1}$), incremento corriente anual en volumen (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$), índice de área foliar (IAF), eficiencia de crecimiento (ER, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$). Estrato superior (EST. SUP. Estrato inferior (EST. INF.).

	Especie – Estrato	*Edad media*	*HD (m)*	*N° arboles .ha^{-1}*	*AB (m^2.ha^{-1})*	*DCM (cm)*	*Vol. (m^3.ha^{-1})*	*ICV (m^3.ha^{-1}.año^{-1})*	*IAF*	*ER (m^3.ha^{-1}.año^{-1})*
LA-E-01	CIPRES EST. SUP.	65		149	8,3	25,5	79,5	1,8	1,0	1,8
	CIPRES EST. INF.	55		437	16,9	22,5	142,4	2,5	1,9	1,3
	COIHUE EST. SUP.			128	28,8	52,1	393,7	8,9	3,3	2,7
	COIHUE EST. INF.	21		21	0,7	17,1	6,9	0,3	0,1	3,6
	TOTAL	56	25,5	736	54,8	29,3	622,5	13,5	6,2	2,2
LA-E-02	CIPRES EST. SUP.	66		117	3,3	17,2	26,5	0,6	0,4	1,4
	CIPRES EST. INF.	60		1731	18,8	23,5	94,7	2,0	2,5	0,8
	COIHUE EST. SUP.			208	28,9	43,4	430,4	8,5	3,7	2,3
	COIHUE EST. INF.	58		65	1,6	18,2	10,4	0,3	0,1	2,3
	TOTAL	61	21,0	2122	52,5	25,6	561,9	11,4	6,7	1,7
LM-E-01	CIPRES EST. SUP.	68		61	13,3	36,6	130,0	1,7	1,1	1,5
	CIPRES EST. INF.	60		91	3,5	21,8	29,1	0,6	0,3	2,0
	COIHUE EST. SUP.	39		316	29,8	27,4	399,4	18,2	4,3	4,2
	COIHUE EST. INF.	32		336	5,5	14,9	52,3	2,5	0,8	3,3
	TOTAL	47	25,8	805	52,1	25,1	610,8	23,1	6,5	3,6
LM-E-02	CIPRES EST. SUP.	81		260	30,5	42,0	260,3	2,3	2,8	0,8
	CIPRES EST. INF.	73		781	19,3	19,7	142,0	1,7	2,0	0,8
	COIHUE EST. SUP.			61	19,4	62,2	261,6	5,0	2,0	2,5
	COIHUE EST. INF.	18		337	1,9	9,3	9,8	0,7	0,5	1,4
	TOTAL	60	24,7	1440	71,2	33,3	673,8	9,7	7,4	1,3
RM-E-01	CIPRES EST. SUP.	100		163	19,6	41,1	195,0	2,3	1,6	1,4
	CIPRES EST. INF.	81		238	4,7	17,3	38,8	0,8	0,4	1,9
	COIHUE EST. SUP.			75	23,2	61,6	388,2	10,2	2,1	4,8
	COIHUE EST. INF.			12	1,2	34,2	12,0	0,5	0,1	4,2
	TOTAL	87	34,0	489	48,6	38,5	633,9	13,9	4,3	3,2
RM-E-02	CIPRES EST. INF.	67		616	18,5	22,7	140,2	2,2	1,6	1,3
	CIPRES EST. SUP.	63		181	10,0	30,1	84,1	1,5	1,1	1,4
	COIHUE EST. INF.	19		60	0,7	12,4	5,1	0,3	0,1	2,6
	COIHUE EST. SUP.	60		151	22,2	43,3	279,3	8,4	2,0	4,2
	TOTAL	60	25,1	1010	51,3	27,1	508,7	12,4	4,9	2,5
RM-E-03	CIPRES EST. SUP.	68		241	23,4	30,4	217,0	3,8	2,4	1,6
	CIPRES EST. INF.	56		571	13,1	22,1	98,9	1,4	1,2	1,2
	COIHUE EST. SUP.			54	18,4	21,2	237,6	5,4	1,8	3,0
	COIHUE EST. INF.	44		44	0,5	9,6	3,5	0,2	0,1	2,9
	TOTAL	59	25,4	912	55,4	20,8	556,9	10,9	5,5	2,0
RM-E-04	CIPRES EST. SUP.	49		134	13,7	32,8	124,1	1,5	1,4	1,1
	CIPRES EST. INF.	66		330	13,8	22,7	110,0	1,3	1,0	1,3
	COIHUE EST. SUP.	52		134	47,1	27,6	726,4	12,3	4,7	2,6
	COIHUE EST. INF.	27		52	1,7	19,8	16,3	0,4	0,2	2,6
	TOTAL	60	32,0	651	76,3	25,7	976,9	15,6	7,3	2,1
RM-E-05	CIPRES EST. SUP.	79		526	30,4	28,3	243,3	3,1	3,1	1,0
	CIPRES EST. INF.	44		478	5,1	14,4	30,6	0,6	0,7	0,8
	COIHUE EST. SUP.	33		430	12,8	20,5	142,3	8,4	2,5	3,4
	COIHUE EST. INF.	29		765	4,9	12,7	36,1	2,1	1,1	1,9
	TOTAL	39	21,1	2198	53,1	19,0	452,4	14,1	7,3	1,9
RM-E-06	CIPRES EST. SUP.	81		492	32,0	27,9	270,5	4,7	3,5	1,3
	CIPRES EST. INF.	71		281	8,8	20,6	67,1	1,4	0,9	1,5
	COIHUE EST. SUP.	37		121	7,3	27,3	82,9	4,7	1,3	3,6
	COIHUE EST. INF.	20		271	2,4	12,4	15,9	1,0	0,5	2,1
	TOTAL	62	22,5	1166	50,5	22,0	436,4	11,8	6,3	1,9

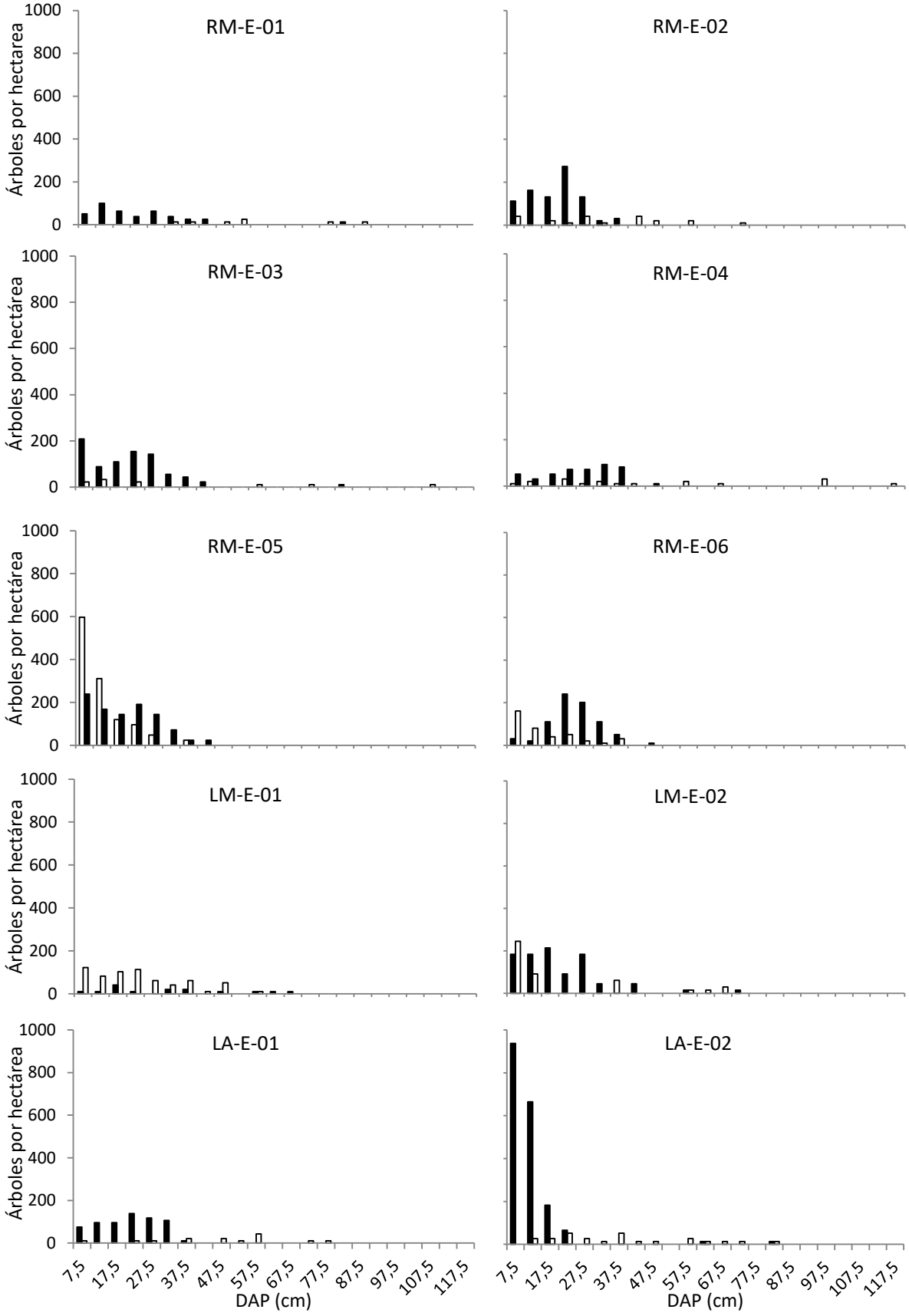


Figura 3.1. Frecuencias diamétricas de las parcelas del estudio: ciprés con barras negras y coihue con barras blancas.

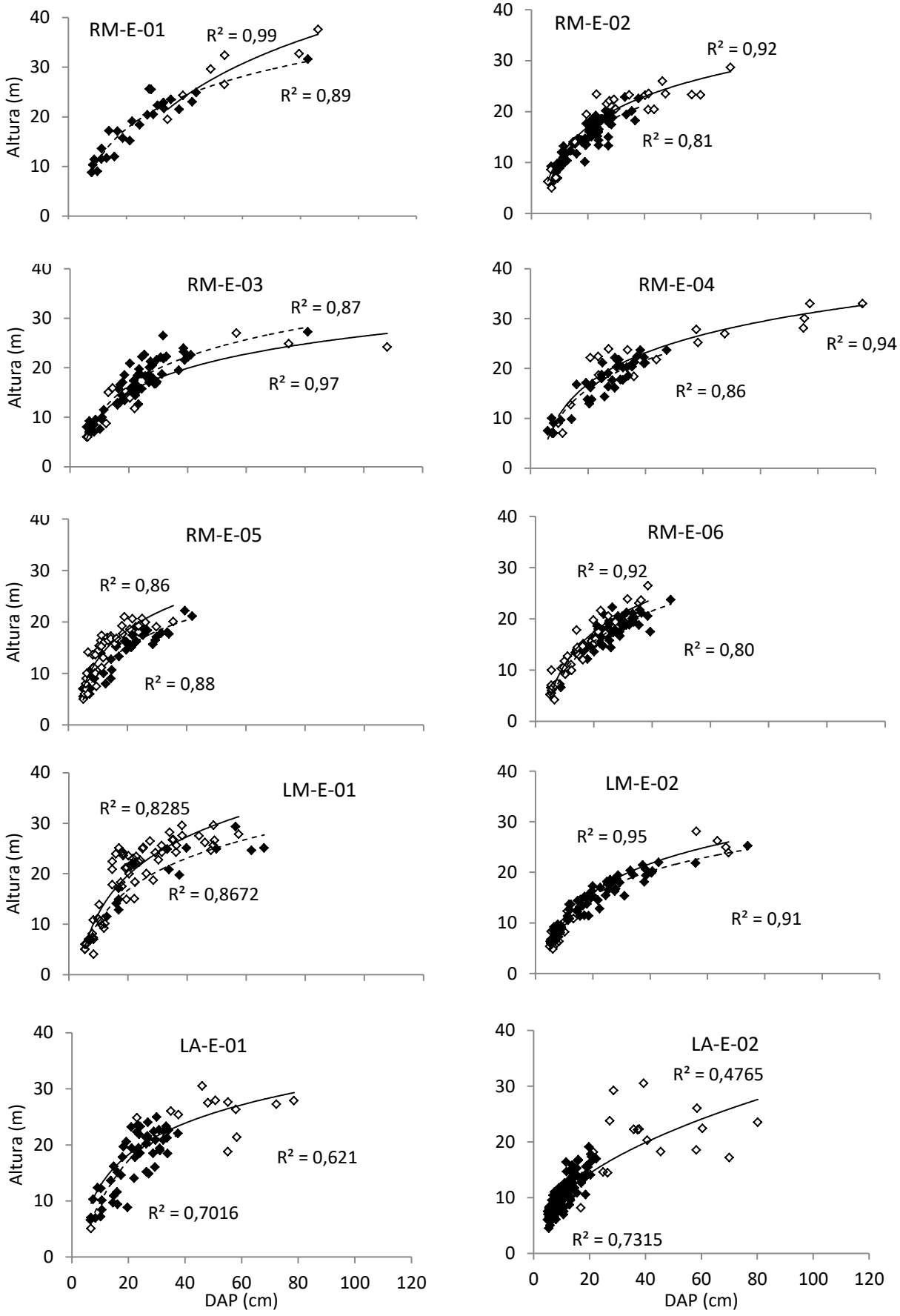


Figura 3.2. Curvas altura-DAP de ciprés (negro, punteada) y coihue (blanco, entera) de las parcelas del estudio.

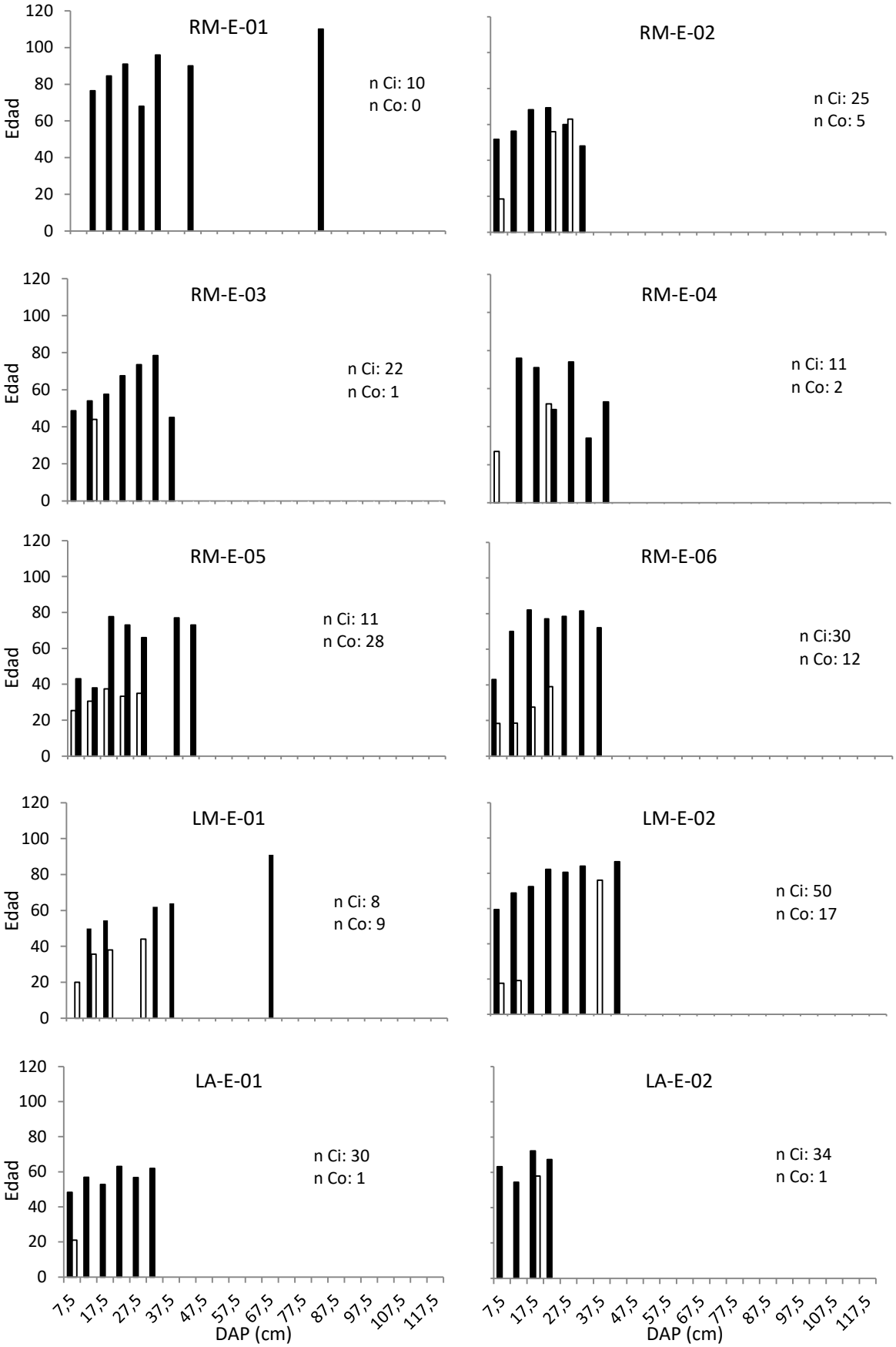


Figura 3.3. Estructura de edades de las parcelas del estudio: ciprés con barras negras y coihue con barras blancas.

3.4.2. Incremento corriente anual en volumen

En el bosque mixto el ICV de cada especie aumenta acorde crece el IAF de la especie (Figura 3.4), siendo mucho más marcado en coihue (mayor pendiente).

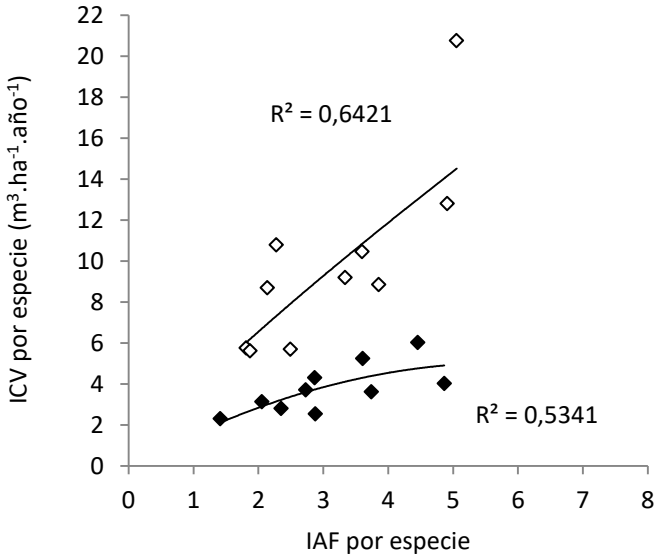


Figura 3.4. Incremento corriente anual en volumen (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) de ciprés (negro) y de coihue (blanco) en relación a su índice de área foliar (IAF). Las líneas representan la tendencia con su correspondiente coeficiente de determinación.

De esta manera, las diferencias de ICV entre las parcelas estuvieron más relacionadas al valor de IAF de cada especie que al IAF total, siendo coihue la especie determinante (Figura 3.5). El coihue aportó entre el 52 y el 90% de ICV de rodal. Con un IAF de coihue entre 4 y 5, el ICV total varió entre 15 y 20 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$.

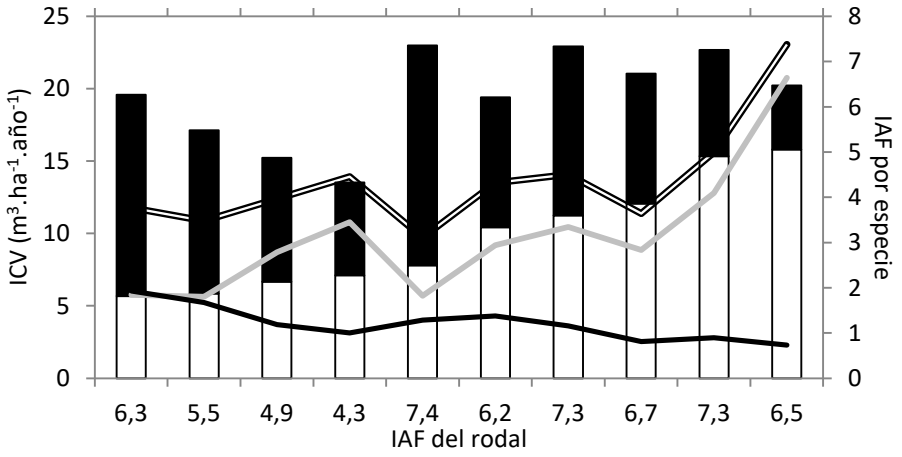


Figura 3.5. Incremento corriente anual en volumen (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) de ciprés (línea negra), de coihue (línea gris) y total de cada parcela (línea doble) en relación al índice de área foliar (IAF) del rodal y al índice de área foliar de ciprés (barras negras) y de coihue (barras blancas).

También el coihue fue la especie que aportó más IAF al rodal en la mayoría de las parcelas, aun cuando la composición en número de árboles favorecía a ciprés (ver Figura 3.1).

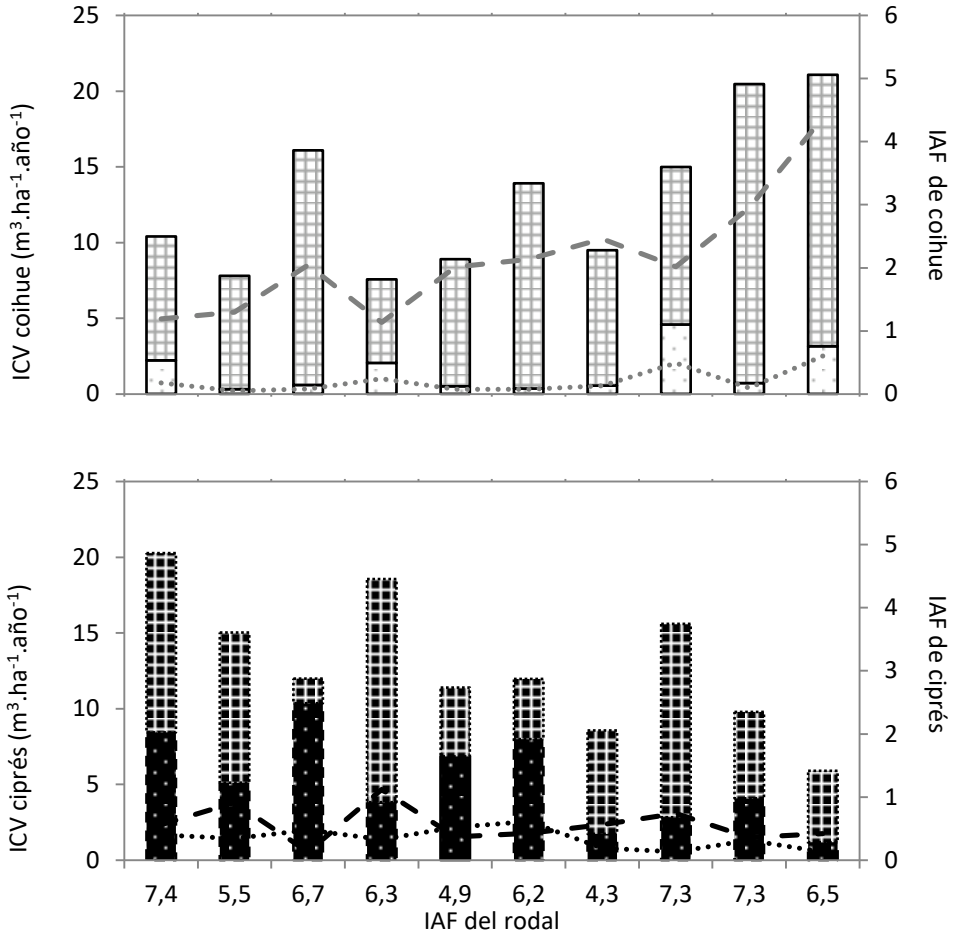


Figura 3.6. Incremento corriente anual en volumen (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) de coihue (arriba) y ciprés (abajo) del estrato superior (líneas cortadas) y del estrato inferior (líneas punteadas) en relación al índice de área foliar (IAF) del rodal, al IAF del estrato superior (barras cuadriculadas) y al IAF del estrato inferior (barras punteadas).

Por otro lado, el coihue presentó la mayor parte de su IAF en el estrato superior (entre 70 y 97%), con un consecuente mayor ICV en este estrato. El ciprés presentó en general, menor participación en el estrato superior (entre 14 y 82%, Figura 3.6), distribuyéndose su ICV más homogéneamente entre los estratos.

El incremento anual en volumen a nivel de rodal del ciprés se muestra condicionado negativamente por el IAF de coihue en el rodal, tanto del total como del estrato superior. El índice de área foliar total de coihue explicó el 64 % de la variabilidad del ICV del ciprés, mientras que el IAF de coihue en el dosel superior explicó el 68% de la variabilidad del ICV del ciprés (Figura 3.7).

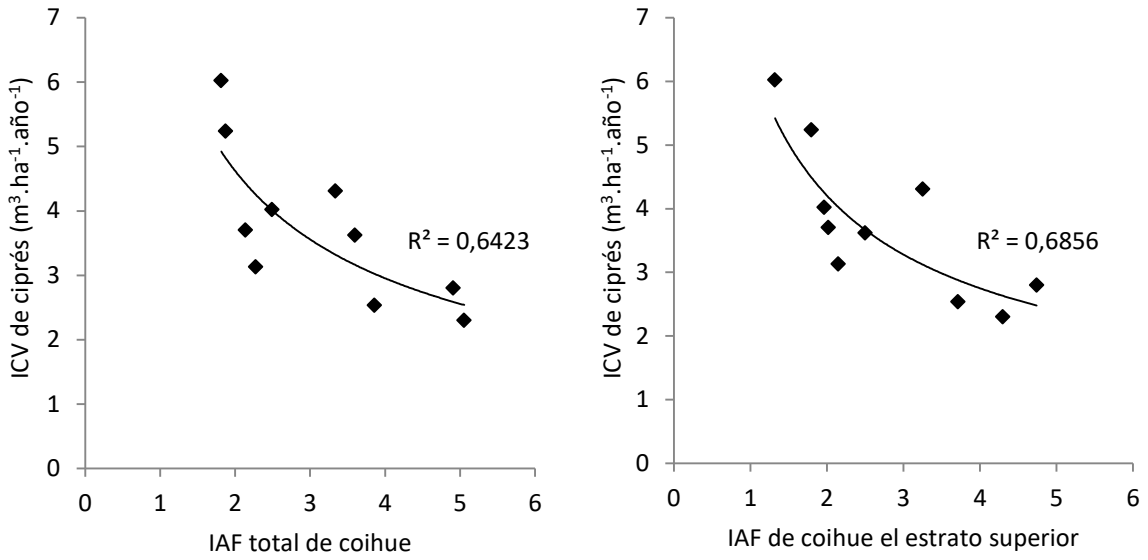


Figura 3.7. Incremento corriente anual en volumen de ciprés (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) en relación al índice de área foliar (IAF) total de coihue (izquierda) y del estrato superior de coihue (derecha).

La eficiencia a nivel de rodal del ciprés no muestra estar afectada por el IAF de coihue en el rodal, ni del total ni del estrato superior (Figura 3.8).

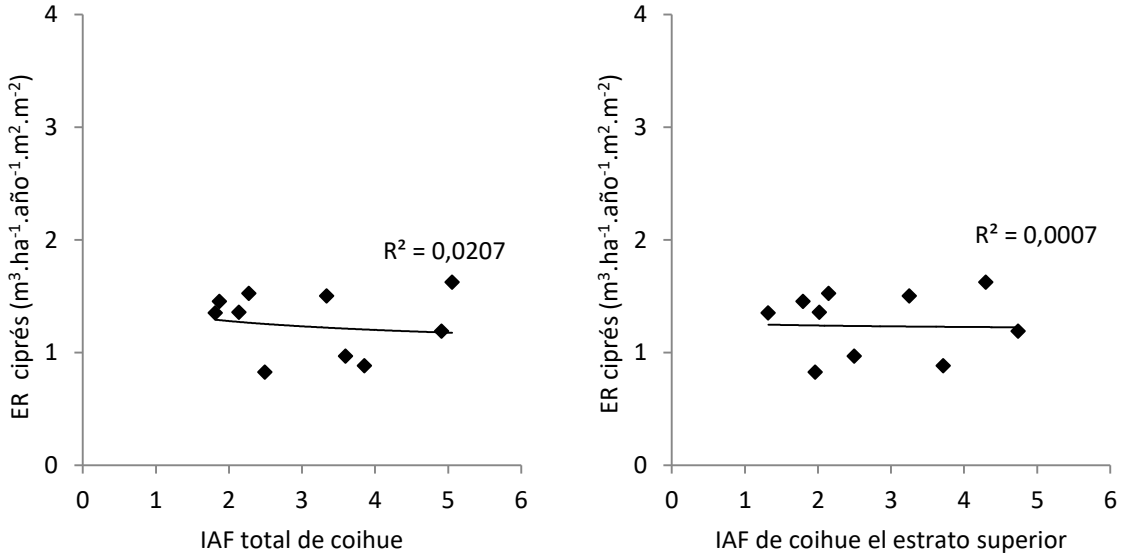


Figura 3.8. Eficiencia de crecimiento a nivel de rodal de ciprés (ER, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}.m^2.m^{-2}$) en relación al índice de área foliar (IAF) total de coihue (izquierda) y del estrato superior de coihue (derecha).

3.4.3. Eficiencia de ocupación del espacio de crecimiento del rodal, por especie y estrato

El incremento corriente anual en volumen del rodal mostró una relación lineal positiva con la eficiencia de crecimiento del rodal (Figura 3.9).

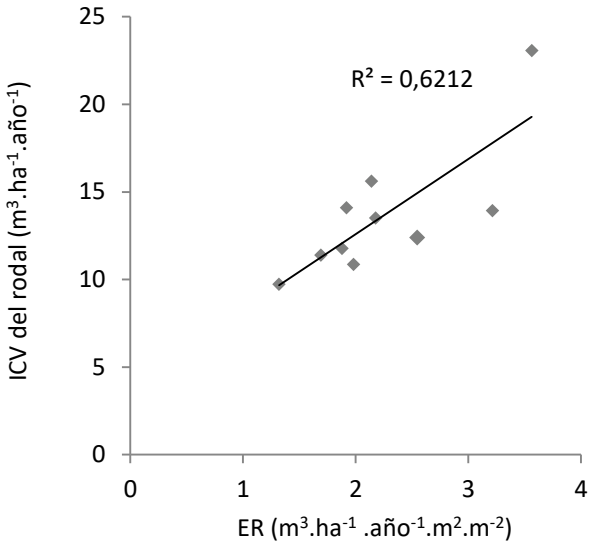


Figura 3.9. Incremento corriente anual en volumen del rodal (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) en relación a la eficiencia de crecimiento del rodal (ER, $m^3.ha^{-1}$ $.año^{-1}.m^2.m^{-2}$).

En general, la eficiencia del estrato superior es mayor que la del inferior para ambas especies (Figura 3.10), aunque en el coihue la diferencia es mayor. El ICV del coihue del estrato superior tiene una fuerte relación con la eficiencia, que no puede observarse en el estrato inferior. En el ciprés, su ICV considerablemente menor se asoció también a bajos valores de eficiencia, no habiéndose observado diferencias debidas a los estratos.

La eficiencia de ocupación del espacio de crecimiento tendió a ser menor en la medida que se incrementó el IAF total del rodal (Figura 3.11). Sin embargo, existen diferencias entre las parcelas atribuibles a la estructura del rodal, en particular, a la participación de las especies en el IAF del rodal, como se observa en la Figura 3.11 con un IAF de 6,5 (parcela LM-E-01), donde la mayor participación de coihue aumentó la eficiencia hasta un valor de 3,5 $m^3.ha^{-1}$ $.año^{-1}.m^2.m^{-2}$.

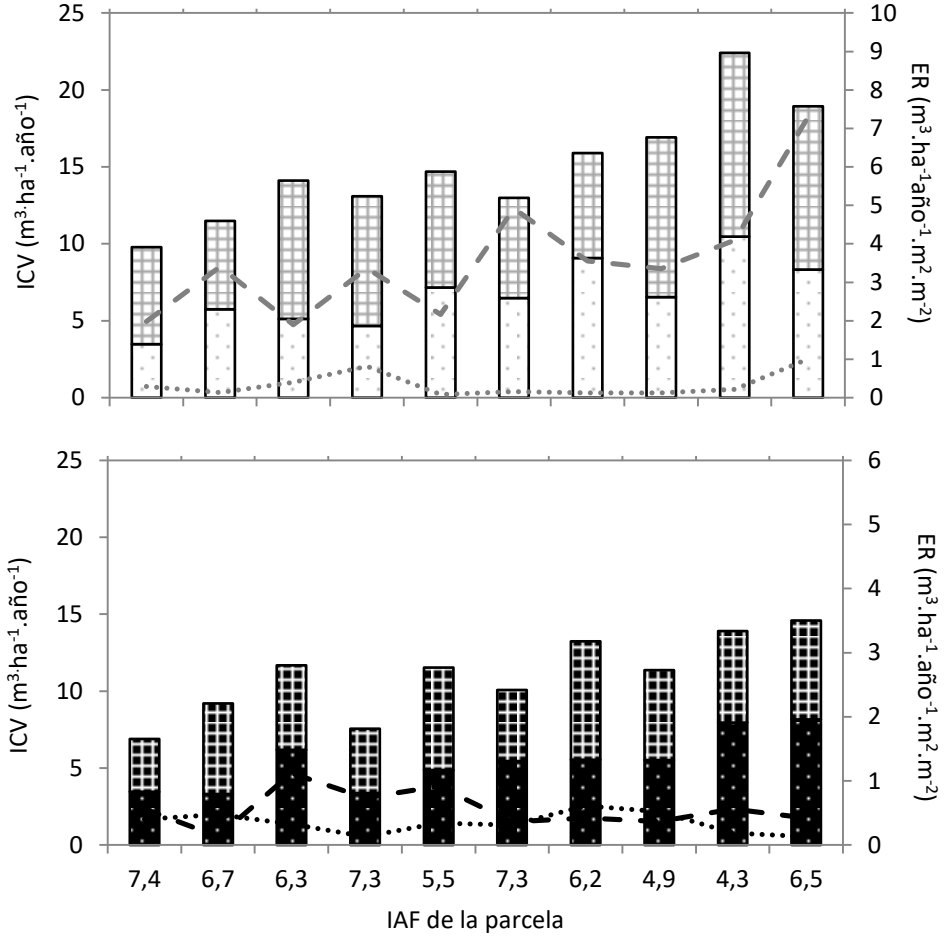


Figura 3.10. Incremento corriente anual en volumen (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) de coihue (arriba) y ciprés (abajo) del estrato superior (línea cortada) y del estrato inferior (líneas punteadas) en relación a la eficiencia de crecimiento (ER, $m^3.ha^{-1}$ $.año^{-1}.m^2.m^{-2}$) del estrato superior (barras cuadriculadas), de la eficiencia del estrato inferior (barras punteadas) e índice de área foliar (IAF) de la parcela.

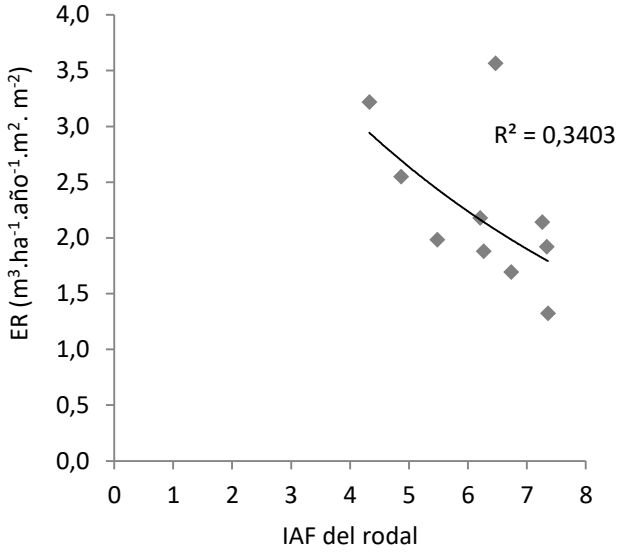


Figura 3.11. Eficiencia a nivel de rodal (ER, $m^3.ha^{-1}$ $.año^{-1}.m^2.m^{-2}$) en relación al índice de área foliar (IAF) de la parcela.

La reducción de la eficiencia de crecimiento a nivel de rodal con el aumento del IAF del rodal es mucho más pronunciada en el coihue que en el ciprés (Figura 3.12).

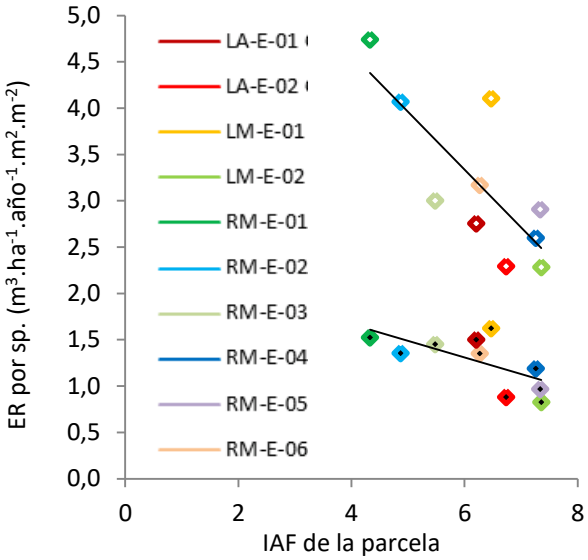


Figura 3.12. Eficiencia de crecimiento (ER, $m^3.ha^{-1}$.$año^{-1}.m^2.m^{-2}$) de ciprés (relleno negro) y coihue (relleno blanco) en relación al índice de área foliar (IAF) total de cada parcela. Las líneas representan la tendencia.

En relación al área foliar individual, la eficiencia de crecimiento muestra una clara evolución normal truncada hacia los valores menores. En promedio presentan un valor máximo de alrededor de 0,5 $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$ (máximo 0,95 $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$) para un área foliar de 100 m^2 para coihue y un valor medio máximo de alrededor de 1,5 $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$ (máximo 5,5 $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$) para un área foliar de 50 m^2 para ciprés (Figura 3.13). Para un mismo valor de área foliar, el coihue muestra el doble de eficiencia que el ciprés.

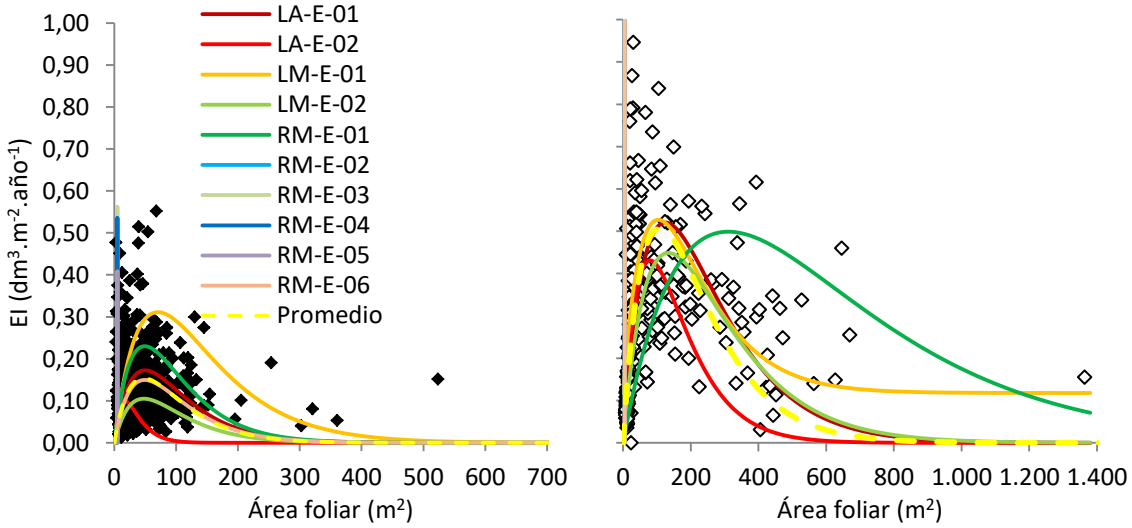


Figura 3.13. Eficiencia de crecimiento (EI, $dm^3.m^2.años^{-1}$) de árboles de coihue (blanco) y ciprés (negro) en relación al área foliar (m^2). Las líneas muestran ajustes con el modelo de Ricker (1975) para cada parcela y la promedio (línea punteada). Los gráficos para cada estructura pueden encontrarse en el Anexo 2.

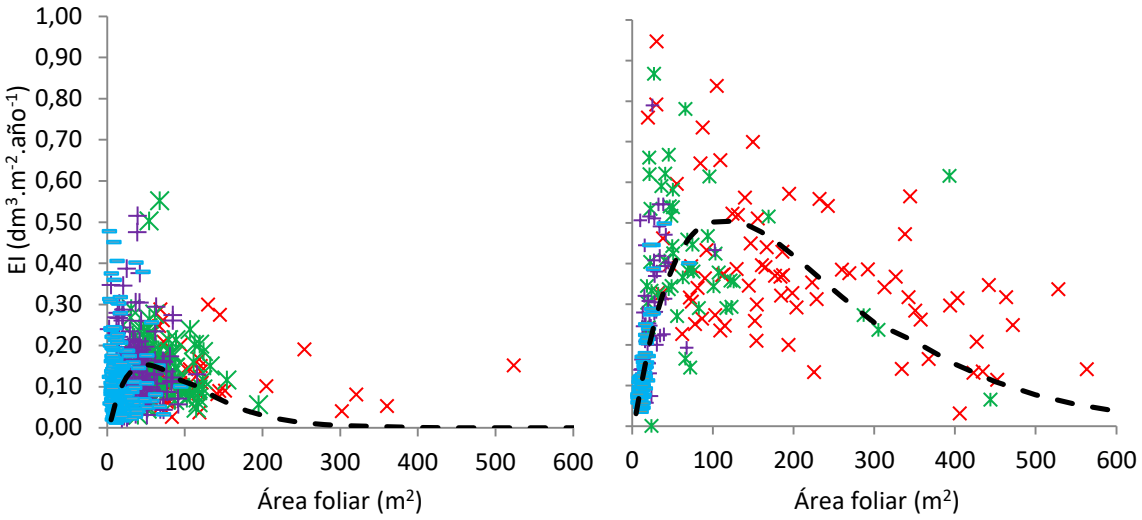


Figura 3.14. Eficiencia de crecimiento (EI, $dm^3.m^{-2}.año^{-1}$) de árboles dominantes (rojo), codominantes (verde), intermedios (violeta) y oprimidos (celeste) de ciprés (izquierda) y de coihue (derecha) en relación al área foliar (m^2) individual. Las líneas punteadas muestran los ajustes con el modelo de Ricker (1975) (EI = a*área foliar*exp(-b*área foliar)+c) con todos los árboles (promedio).

En general, la mayor proporción de los árboles más eficientes de ciprés pertenecieron a las clases codominante, intermedia y suprimida (Figura 3.14). En coihue en cambio, eran de las clases dominante y codominante.

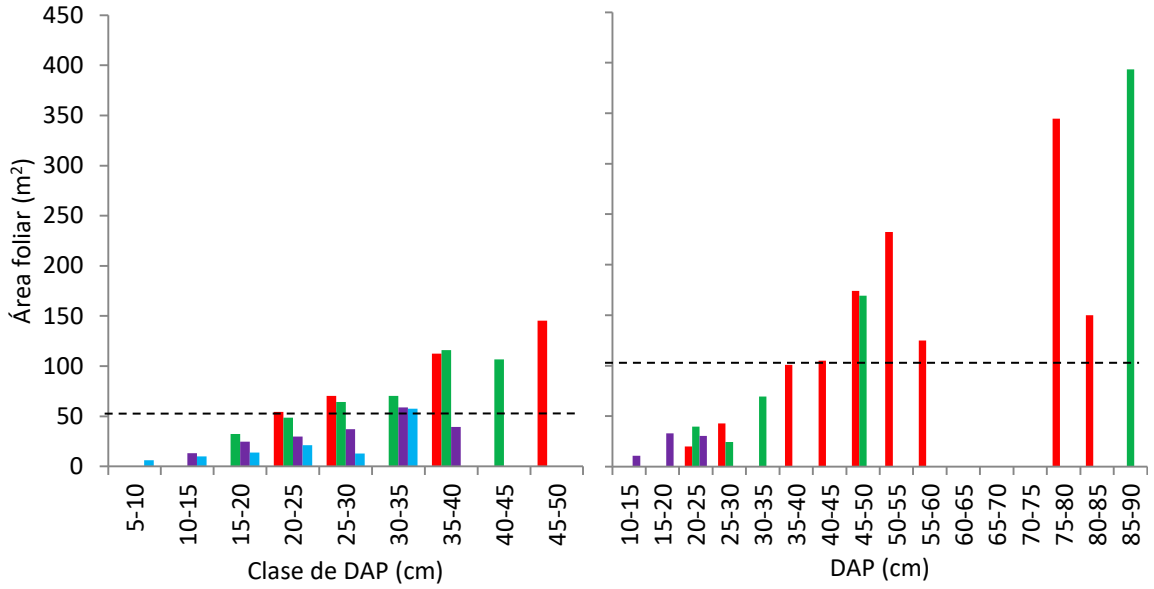


Figura 3.15. Área foliar promedio (m^2) por clase diamétrica (cm) y posición social (dominante: rojo, codominante: verde, intermedia: violeta y oprimida: celeste) de árboles eficientes (eficiencia mayor a 2 $dm^3.m^2.10$ años^{-1} en ciprés y mayor a 5 $dm^3.m^2.10$ años^{-1}en coihue) de ciprés (izquierda) y coihue (derecha). Las líneas punteadas muestran el valor de cambio de pendiente de la curva de eficiencia. Se utilizaron los datos de las 10 parcelas.

Los árboles cuyos valores de área foliar se encuentran en la parte descendiente de la curva de eficiencia de crecimiento (mayores a 50 m^2 en ciprés y a 100 m^2 en coihue), eran en general del

estrato superior (Figura 3.15). Los árboles más eficientes (mayor a 0,2 $dm^3.m^2.año^{-1}$ en ciprés y mayor a 0,5 $dm^3.m^2.año^{-1}$ en coihue) que se encuentran en la parte ascendiente de la curva de eficiencia (menos de 50 m^2 de área foliar en ciprés y menos de 100 m^2 en coihue) tuvieron diámetros menores a 30 cm en ciprés y a 40 cm en coihue (Figura 3.15).

3.5. DISCUSIÓN

Si bien en este estudio se buscó abarcar distintas estructuras que representaran las combinaciones y estados de desarrollo posibles del bosque mixto de coihue y ciprés, estas se vieron acotadas al predominio general de rodales de origen post-fuego. Estos rodales se iniciaron luego de los incendios de fines de 1800 - principios de 1900, presentan actualmente estructuras bi-estratificadas cercanas a la fase madura (especialmente del ciprés) y algunas más jóvenes con una tendencia a la irregularidad. Estas estructuras del bosque mixto de ciprés-coihue también fueron descriptas por Veblen y Lorenz (1987), Dezzotti (1996) y Loguercio (1997).

En general, la densidad de los rodales es entre media y alta, con el coihue predominando en las clases diamétricas y de altura superiores, y el ciprés con mayor participación en el segundo estrato. El coihue alcanzó alturas de hasta 38 m, mientras que el ciprés no excedió los 31 m. La evaluación de las edades indicó que los cipreses se establecieron antes que los coihues. En la actualidad los coihues del estrato superior tienen entre 28 y 63 años, y los cipreses entre 50 y 110 años. No obstante ello, el coihue es la especie que aportó más al crecimiento (entre el 50 y el 90% del ICV), lo que coincide con lo informado por Dezzotti (1996) y Loguercio (1997).

El incremento diamétrico máximo fue de 14,8 $mm.año^{-1}$ (7,2 mm de ancho de anillo promedio, 50 cm de DAP) para el coihue y de 6,6 $mm.año^{-1}$ (3,3 mm de ancho de anillo promedio, 80 cm de DAP) para el ciprés, valores similares a los señalados por Loguercio et al. (2018b), quienes informan, para la etapa de exclusión de fustes, valores máximos de 8-12 y de 4-7 $mm.año^{-1}$, respectivamente. Estos mayores incrementos en altura y diámetro del coihue, se traducen en mayor ICV de los bosques mixtos respecto a los puros de ciprés. Loguercio et al. (2018b) informaron ICV de 8-13 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$ para el bosque mixto de ciprés-coihue y de 5-7 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$ para el bosque puro de ciprés. Por su parte, para los bosques jóvenes y maduros dominados por coihue en Chile, se han informado ICV cercanos a 20 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$ (Donoso 1993, Donoso et al. 1999). Estos valores están en el rango de los registrados en el presente estudio, que fue 9,7 a 23 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$, con un promedio de 13,6 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$.

En el rango de ocupación del espacio de crecimiento estudiado, el ICV del ciprés y del coihue se relacionan positivamente con el IAF que tiene cada especie en el rodal. Esto coincide con lo informado en distintos estudios para otras especies (Waring 1983), como *Liriodendron*

tulipifera (Madgwick y Olson 1974), *Pinus nigra* (Miller y Miller 1976) y *Pinus palustris* (Boyer 1968).

Por otra parte, el ICV del rodal estuvo más relacionado a cómo se distribuye el IAF entre los componentes del rodal que al IAF total. Esto coincide con lo determinado para bosques mixtos de *Pinus sylvestris* y *Picea abies* por O'Hara et al. (2001), y para bosques disetáneos de *Pinus ponderosa* (O'Hara 1996) y de *Sequoia sempervirens* (Berrill y O'Hara 2007). Un mayor ICV del rodal es el resultado de una mayor participación de coihue en el IAF total. A su vez, un mayor IAF de coihue condiciona negativamente el ICV de ciprés, corroborando en parte la predicción planteada, ya que la eficiencia de crecimiento de ciprés no muestra estar afectada por el IAF de coihue.

En relación a la eficiencia de crecimiento a nivel de rodal (ER), los resultados muestran que esta no explica por si sola el crecimiento, sino también el IAF por especie y el total del rodal. La mejora en el crecimiento por una mayor participación de coihue se podría ver limitada si el IAF del rodal es muy alto, ya que ER decae al aumentar el IAF (Waring 1983, O'Hara et al. 1999). Esto coincide con lo observado en bosques de *Pseudotsuga menziesii* (O'Hara 1988), *Pinus ponderosa* (O'Hara 1996), *Pinus taeda* (Sterba y Amateis 1998) y *Picea rubens* (Maguire et al. 1998). En rodales de baja densidad, los coihues pueden alcanzar rápidamente el dosel superior y desarrollar sus copas de manera eficiente, como se observó en la parcela RM-E-01. En rodales más densos, la eficiencia es menor debido a que aumenta la proporción de las zonas sombreadas de las copas (Waring y Schlesinger 1985), habiéndose sugerido que la máxima absorción de luz por parte del dosel se produce a un valor de IAF de 5,5 (Asner et al. 2003). En experimentos de sombreado se ha demostrado que la eficiencia de crecimiento disminuye con el aumento del área foliar porque la eficiencia fotosintética (la fracción de energía luminosa convertida en energía química durante la fotosíntesis) se reduce (Rangnekar y Forward 1973), y porque el crecimiento de la madera del fuste tiene menor prioridad que el crecimiento de muchos otros tejidos (Kellomäki y Kanninen 1980, Ericsson et al. 1980, Waring 1983). Sin embargo, si el IAF es bajo, aunque corresponda a árboles eficientes, la producción del rodal puede ser menor que cuando el dosel está más completo, aún si los individuos crecen más lentamente (Waring 1983). En síntesis, mientras el área foliar del dosel crezca más rápido que lo que decae la eficiencia, la productividad del dosel se incrementará con el aumento del IAF.

Para comprender mejor la relación entre el área foliar, la eficiencia de crecimiento y el incremento en volumen, se retomó el análisis a nivel del árbol individual del apartado 2.4.6. En las estructuras estudiadas, el coihue presentó el doble de eficiencia que ciprés para una misma unidad de área foliar. La relación entre la eficiencia y el área foliar tiene una forma sigmoidea en

ambas especies, con un máximo de alrededor de 5,5 $dm^3.m^2.10$ $años^{-1}$ en el ciprés y de 9,5 $dm^3.m^2.10$ $años^{-1}$ en el coihue, para áreas foliares relativamente bajas de 50 m^2 en el ciprés y 100 m^2 en el coihue. Este comportamiento coincide con el patrón descripto en la revisión de Seymour y Kenefic (2002), que también fue observado para otras especies, como *Pinus contorta* (Roberts et al. 1993), *Abies balsamea* (Gilmore y Seymour 1996) y *Eucalyptus spp.* (Binkley et al. 2004). Asimismo Seymour y Kenefic (2002), informaron que la fase de desarrollo en la cual la eficiencia aumenta con el área foliar parece terminar con un área foliar menor a 100 m^2 para *Tsuga canadensis* y *Picea Rubens,* similar a lo observado en coihue.

La curva de eficiencia de crecimiento individual en relación al área foliar muestra árboles de distintas posiciones sociales en su porción ascendente y descendente. Los árboles más eficientes en la parte ascendente de la curva de eficiencia corresponden en su mayoría a árboles suprimidos e intermedios en el ciprés e intermedios y codominantes en el coihue. En estos árboles el efecto negativo de tener menor disponibilidad de luz aún no sería superado por el efecto positivo de tener copas que son más chicas y arquitecturalmente más eficientes en desplegar su área foliar, que los árboles más grandes del estrato superior (Seymour y Kenefic 2002, Gspaltl 2012). Por otra parte, los árboles en la parte descendente de la curva de eficiencia corresponden es su mayoría al estrato superior en ambas especies. Esta tendencia se explica porque a medida que aumenta el tamaño de la copa, una proporción creciente del área foliar se dispone en ramas relativamente grandes, largas y viejas en la parte baja de la copa, que serían sostenidas fisiológicamente a expensas de la producción de madera del fuste (Seymour y Kenefic 2002). Por ello dado que estos últimos árboles ya han superado su etapa más eficiente, no requieren que se les amplíe considerablemente el espacio de crecimiento disponible, ya que no pueden aprovecharlo eficientemente, sino tan solo mantener controlada la competencia de sus vecinos (ej. mediante raleos por lo bajo).

Una consideración a realizar sobre las estructuras estudiadas, es que es probable que los cipreses del estrato superior no pudieran haber desarrollado las copas que poseen actualmente si ambas especies se hubieran establecido al mismo tiempo. La presencia actual del coihue en el estrato superior probablemente esté condicionando negativamente al ciprés en el mismo estrato. Estudios de estas relaciones en rodales puros, para compararlas con las de los mixtos, ayudarían a dilucidar estos aspectos y a conocer mejor la influencia de la competencia intra-específica sobre el crecimiento de ambas especies.

El ciprés y el coihue muestran sus máximas eficiencias durante la etapa temprana del desarrollo, cuando el área foliar individual todavía es relativamente baja. Por ello, si el objetivo de manejo fuera producir madera gruesa de calidad, en especial de coihue, los individuos de buena vitalidad y forma del fuste deberían mantenerse libres de competencia desde la etapa temprana

para aprovechar al máximo el espacio de crecimiento disponible, y así poder alcanzar y dominar rápidamente el estrato superior. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que el desarrollo de copas con un área foliar superior a 200 m^2, conlleva una disminución de la eficiencia. Esta menor eficiencia puede ser compensada en los coihues del estrato superior con una cantidad de área foliar que les permite seguir produciendo gran crecimiento en volumen.

3.6. CONCLUSIONES

Los resultados de este estudio muestran que la hipótesis 1 puede considerarse verdadera por cuanto efectivamente el coihue muestra mayor crecimiento en diámetro y altura, lo que permite una mayor capacidad de ocupar el espacio de crecimiento, y también muestra mayor eficiencia que ciprés. Esto permite que el coihue pueda dominar el dosel superior y aportar más a la producción del rodal. El crecimiento de ciprés por su parte, muestra estar afectado negativamente por el IAF de coihue en el dosel, sin embargo la eficiencia del ciprés no se muestra afectada por la ocupación del espacio que hace el coihue.

CAPÍTULO 4: CRECIMIENTO DE RENOVALES EN BOSQUES MIXTOS DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE EN RELACIÓN AL ÍNDICE DE ÁREA FOLIAR DEL DOSEL

4.1. RESUMEN

La ocupación del espacio de crecimiento que hace el dosel, comprendido como el conjunto de todos los recursos del sitio utilizados por los árboles, tiene influencia sobre la regeneración. Una medida que se ha utilizado para representar el espacio tridimensional de crecimiento ocupado, relacionada con la capacidad fotosintética de los árboles, es el índice de área foliar (IAF). Esta variable refleja mejor la ocupación del espacio de crecimiento en bosques mixtos que otras variables de densidad, ya que permite captar la complejidad de su estructura. El ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*) y el coihue (*Nothofagus dombeyi*) son especies endémicas de importancia forestal de los bosques Andino-Patagónicos, que pueden crecer en formaciones mixtas. Para seleccionar estructuras meta para los bosques mixtos en la etapa de regeneración, es necesario conocer cómo el espacio de crecimiento ocupado por el dosel afecta el crecimiento de la regeneración en estructuras naturales. El objetivo de este estudio fue evaluar, en bosques mixtos de ciprés y coihue, la relación entre el índice de área foliar del dosel y su distribución entre los distintos componentes (especies y estratos) con el incremento en altura de la regeneración avanzada de ciprés y coihue. Los resultados muestran que el incremento en altura de los renovales de ambas especies tiene una relación inversa con el IAF del rodal, aunque esta relación es notable sólo para coihue. Mientras el coihue tendría una zona umbral de IAF del rodal en un valor alrededor de 4, por debajo del cual se favorece el incremento en altura de los renovales, los de ciprés no mostraron una dependencia clara del IAF del rodal. A su vez el incremento en altura de los renovales, en especial del coihue, se ve influenciado negativamente por una mayor participación de coihue en el IAF del dosel. A partir de los resultados se infiere que para promover el crecimiento de la regeneración de ambas especies es necesario disminuir la ocupación que hace coihue del espacio de crecimiento, siendo necesario mantener el IAF por debajo de 4 en los sectores que se requiera promover la regeneración de coihue y por encima de 4 para la de ciprés.

Palabras clave: incremento en altura, regeneración, espacio de crecimiento

4.2. INTRODUCIÓN

La ocupación del espacio de crecimiento que hace el dosel, entendido como el conjunto de todos los recursos del sitio utilizados por los árboles (O'Hara y Gersonde 2004), tiene influencia sobre la regeneración (O'Hara 2014). Cuando el espacio de crecimiento está totalmente ocupado, la biomasa del sotobosque está inversamente correlacionada con la biomasa del dosel (Lieffers 1999). Por ello cualquier cambio en el dosel está acompañado por cambios, fundamentalmente en el régimen de luz del sotobosque, que afectan a la regeneración natural (Emborg 1998). La luz que penetra en el dosel y alcanza a la regeneración es el factor más importante que regula el crecimiento. Sin embargo, ésta representa sólo un recurso y es bastante difícil de estimar o medir (Stancioiu y O'Hara 2006b), ya que varía a lo largo del día y del año. A su vez, la relación entre el crecimiento de la regeneración y la luz presenta variaciones sin una clara explicación (Drever y Lertzman 2001, Gratzer et al. 2004, Stancioiu y O'Hara 2006b), ya que también otros factores afectan el crecimiento, como la edad y el tamaño de los renuevos, así como factores de sitio (O'Hara et al. 2007). A su vez, cambios en la tolerancia a la sombra con el tamaño del árbol que ocurre en algunas especies, añaden más fuentes de variación.

Una medida que se ha utilizado para representar el espacio de crecimiento ocupado es el índice de área foliar (IAF) (Waring 1983, Long y Smith 1984, O'Hara 1988, O'Hara y Gersonde 2004). Esta variable refleja mejor la ocupación del espacio de crecimiento en bosques mixtos que otras variables de densidad, ya que permite captar adecuadamente su distribución conjunta, vertical y horizontal (Schuler y Smith 1988). La cantidad total de follaje en el dosel refleja los controles, tanto biológicos como ambientales, que afectan el crecimiento de las plantas (Asner et al. 2003). Se ha sugerido que cada especie tiene un patrón de distribución característico del número de plántulas en el sotobosque en relación al IAF del dosel, relacionado principalmente con la sensibilidad a la luz (Shao 1994). La respuesta de las especies arbóreas a variaciones en las condiciones ambientales que resultan de modificaciones en el dosel son variables (Bazzaz 1979), y estas diferencias inter-específicas tienen implicancias significativas para la dinámica de los bosques (Canham y Marks 1985, Canham 1989, Oliver y Larson 1996). Por ello, el IAF puede utilizarse como una herramienta para la toma de decisiones de manejo forestal en la etapa de renovación de los rodales.

El ciprés de la cordillera - en adelante "ciprés" - y el coihue, son especies endémicas de los bosques Andino-Patagónicos que pueden crecer en formaciones mixtas. Ambas especies son tradicionalmente consideradas intolerantes a la sombra (Donoso 1981). El coihue, debido a su baja tolerancia la sombra, presenta dificultades para regenerar bajo dosel cerrado (Müller-Using y Schlegel 1980, Dezzotti 1996, Amoroso y Larson 2010b). El ciprés, en cambio, es algo más

tolerante a la sombra que coihue, lo que le permite persistir mucho más tiempo bajo dosel (Veblen y Lorenz 1987, Veblen 1989, Kitzberger et al. 2000). Si bien existen antecedentes de estudios del efecto de diferentes condiciones de crecimiento sobre los renovales de coihue (Müller-Using y Schlegel 1980, Veblen et al. 1995, Dezzotti 1996, Weinberg y Ramírez 2001, Soto et al. 2009, Donoso et al. 2013, Dezzotti et al. 2004, Pafundi et al. 2016) y de ciprés (Dezzotti 1996, Letourneau et al. 2004, Urretavizcaya y Defossé 2013, Pafundi et al. 2014, Pafundi et al. 2016, Urretavizcaya y Defossé 2019), hasta la actualidad no se ha estudiado la relación entre el crecimiento de la regeneración y la ocupación del espacio de crecimiento que hace el dosel.

Para obtener una regeneración vigorosa de composición mixta, a través de intervenciones silviculturales, se puede controlar la cantidad, posición y especies en el dosel que interceptan la luz y compiten por los recursos del suelo (Lieffers et al. 1999, Stanciou y O'Hara 2006b). A fin de diseñar estructuras meta para los bosques mixtos en la etapa de regeneración, es necesario conocer como la ocupación del espacio de crecimiento que hacen el ciprés y el coihue en el dosel afecta el crecimiento de la regeneración natural. Este conocimiento hasta el momento no se ha generado.

4.3. OBJETIVO E HIPÓTESIS

El objetivo de este estudio determinar la relación entre el índice de área foliar del dosel y el crecimiento de la regeneración avanzada de ciprés y coihue.

Hipótesis: La apertura del dosel (menor índice de área foliar) mejora la disponibilidad de luz en el estrato inferior, lo que estimula el crecimiento de la regeneración avanzada de ciprés y de coihue. Debido a que el coihue es más heliófilo que el ciprés, se ve favorecido a mayor apertura del dosel (menor índice de área foliar).

Predicciones:

- El incremento corriente en altura de renovales dominantes de la regeneración avanzada de coihue y ciprés es bajo cuando el índice de área foliar del dosel es alto.
- El incremento corriente en altura de los renovales de ambas especies es mayor, y en especial el del coihue, cuanto menor es el índice de área foliar del dosel.

4.4. MATERIALES Y MÉTODOS

4.4.1. Muestreos de campo

El estudio se realizó en rodales mixtos de ciprés y coihue, con regeneración de ambas especies, de la Reserva Forestal Loma del Medio – Río Azul, provincia de Río Negro (entre 41°57' y 41°53' S y entre 71°33' y 71°32' O).

Las coberturas de dosel de los rodales seleccionados abarcaron desde muy cerrado a muy abierto (Figura 4.1), en parte afectados por el mal del ciprés. Los renovales se eligieron de a pares, uno de ciprés y otro de coihue con alturas similares, entre 1,5 y 3,5 m, ubicados a no más de 3 m entre sí para procurar que tuvieran similares condiciones de cobertura. En total se muestrearon 21 renovales por especie, en distintos rodales.



Figura 4.1. Rango de coberturas de dosel bajo las que crecían los renovales muestreados.

En torno a los renovales se estableció una parcela circular de 10,5 m de radio (340 m^2) para caracterizar la estructura del dosel arbóreo. En cada parcela se registró la pendiente, la exposición, la altitud, la posición geográfica y una serie de variables sobre los árboles con DAP mayor a 5 cm. Se registró la especie, la posición social (según Oliver y Larson 1996), el DAP, la altura total y la altura del inicio de la copa viva. Para determinar el área de albura de cada árbol se tomó además, un tarugo con barreno de Pressler a la altura del pecho en la dirección N. Con los datos registrados se calculó el área foliar de cada árbol utilizando las ecuaciones desarrolladas en el Capítulo 2 (ecuaciones 5 y 14 para el estrato inferior, y las ecuaciones 1 y 16 para el estrato superior de ciprés y de coihue, respectivamente). Con la suma de las áreas foliares de los árboles dividida por la superficie de la parcela se determinó el IAF total, por especie y por estrato.

De cada renoval seleccionado se registró el diámetro a la altura del cuello (DAC), el DAP si correspondía, la altura total y la altura de inicio de la copa viva. Se cortó además el ápice de cada renoval y se llevó a laboratorio para determinar el incremento en altura de los últimos 2 años. En el caso del coihue este se determinó mediante la identificación de las cicatrices de las yemas terminales sobre el tallo y por conteo de anillos en la base y la parte superior del tallo a la altura de las cicatrices. En el caso de ciprés el incremento anual en altura se determinó mediante la técnica morfo-anatómica de límites interanuales aplicada por Grosfeld (2002). Luego, de cada renoval, se cortó una rodaja del tronco a la altura del cuello para determinar la edad y el incremento anual en DAC. Cuando el tamaño del renoval lo permitió, se tomó un tarugo a la altura del DAC para la determinación de la edad, en lugar de hacerlo mediante el método destructivo. Además se determinó la proporción de la copa viva respecto de la altura total (*live crown ratio*).

Teniendo a los renovales seleccionados como centro de parcela, se determinó la densidad de la regeneración natural mediante sub-parcelas de 1,2 m de radio (4,5 m^2), en las que se

registraron el número de renuevos por especie y clase de altura: 50 cm – 2 m y más de 2 m hasta 5 cm de DAP.

4.4.2. Análisis estadístico

Los atributos de los renovales se evaluaron mediante análisis de varianza (ANOVA). Se utilizó el test de Tukey (muestras apareadas) para detectar diferencias significativas entre medias ($p \leq 0,05$). Para estos análisis se utilizó el software estadístico Infostat (Di Rienzo et al. 2017).

Se analizó la relación entre el IAF del dosel (total, por especie y por estrato) y el incremento en altura de los renovales de ambas especies, gráficamente y mediante análisis de regresión lineal y no lineal. Se realizaron ANOVA y test de Tukey para detectar diferencias significativas ($p \leq 0,05$) en el incremento en altura de ciprés y coihue por clases de IAF del dosel, con el software Infostat (Di Rienzo et al. 2017).

4.5. RESULTADOS

4.5.1. Atributos de los renovales muestreados

Los renovales muestreados de ambas especies presentaron dimensiones similares, se encontraron en condiciones de competencia comparables y no presentaron diferencias significativas de crecimiento, pero se diferenciaron en sus edades, en el inicio de la copa viva y en razón de copa viva (Tabla 4.1).

Tabla 4.1 Atributos de los renovales de ciprés y coihue: promedio (rango). DAC: diámetro a la altura del cuello. DAP: diámetro a la altura del pecho. La densidad de renovales corresponde a la sub-parcela de 4,5 m^2. Medias con letras en común no presentaron diferencias significativas ($p > 0,05$).

	Ciprés	*Coihue*
Edad	19 (9-31) *b*	14 (7-22) *a*
DAC (cm)	3,5 (1,5-6,5) *a*	3,2 (1,7-5,5) *a*
DAP (cm)	1,8 (0,1-4,0) *a*	1,7 (0,1-3,5) *a*
Altura total (m)	2,9 (1,5-4,3) *a*	3,1 (1,7-5,5) *a*
Altura base de la copa viva (m)	0,9 (0,1-2,5) *b*	0,6 (0,1-2,3) *a*
Razón de copa viva (%)	68,8 (24,9-97,6) *b*	79,6 (28,4-95,7) *a*
Incremento medio en DAC (mm.año^{-1})	1,9 (0,8-4,3) *a*	2,5 (1,3-4,6) *a*
Incremento últimos 2 años en altura (cm)	31,1 (6,1-90) *a*	45,8 (5,8-119,7) *a*
Densidad de renovales de ciprés 0,50-2m de altura.m^{-2}	0,5 (0-2,7) *a*	0,8 (0-5,3) *a*
Densidad de renovales de coihue 0,50-2m de altura.m^{-2}	0,1 (0-1,1) *a*	0,3 (0-2,0) *a*
Densidad de renovales de ciprés >2m de altura.m^{-2}	0,4 (0-2,2) *a*	0,1 (0-0,9) *b*
Densidad de renovales de coihue >2m de altura.m^{-2}	0,1 (0-0,4) *a*	0,1 (0-0,7) *a*

El incremento en altura de los renovales de los últimos 2 años de ambas especies se redujo con la edad, pero esta tendencia sólo fue marcada para el coihue, para el cual la edad explicó cerca del 66% de la variabilidad del incremento en altura de los últimos 2 años de los renovales de coihue (Figura 4.2). La edad de los renovales de ciprés no estuvo correlacionada con el IAF del rodal (coeficiente de correlación de Pearson = -0,07, p = 0,78), mientras que la de coihue mostró una correlación positiva (coeficiente de correlación de Pearson = 0,48, p = 0,03). Esto implica que si bien se observa un efecto de la edad sobre el crecimiento en altura de los renovales de coihue, al mismo tiempo este efecto pudo estar influenciado por la correlación positiva de la edad con el IAF del rodal.

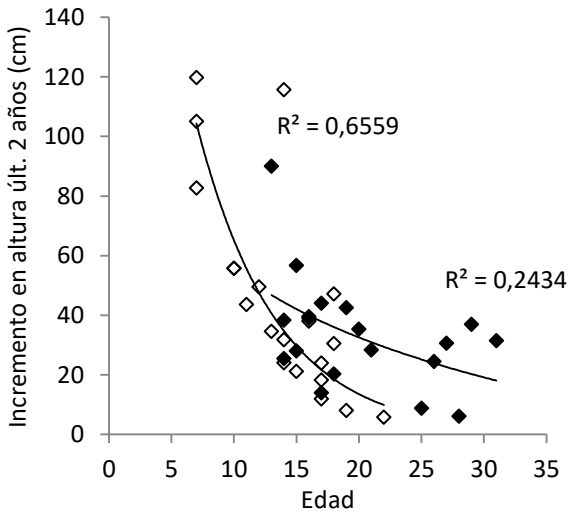


Figura 4.2. Incremento en altura de renovales de ciprés (negro) y coihue (blanco) de los últimos 2 años en relación a su edad. Las líneas corresponden a líneas de tendencia, con su respectivo coeficiente de determinación (R^2).

4.5.2. Incremento en altura y su relación con el índice de área foliar del dosel

El incremento en altura de los renovales de ambas especies se relacionó negativamente con el IAF total del dosel (Figura 4.3). En coihue esta relación fue más notable, especialmente cuando el IAF fue menor a 4. Con un IAF menor a 2,5 el incremento en altura varió entre 40 y 60 cm.año^{-1}. (Figura 4.3). En ciprés la relación entre el incremento en altura y el IAF del rodal fue menos marcada, pero igualmente mostró una tendencia a un aumento gradual a medida que disminuyó el IAF del rodal.

Cabe destacar el alto incremento observado en ciprés y en coihue en la parcela R-44 de IAF 5,1, que puede atribuirse a que los renovales se encontraban en un claro grande rodeados de bosque denso con pendiente moderada al Este, lo que permitía una gran disponibilidad de luz pero a la vez con protección por parte del dosel circundante. El incremento observado de ciprés,

se considera muy alto, incluso en comparación con los registrados en los antecedentes. Si se considera esta situación como una excepción, considerando estos datos como valores atípicos, la relación adopta un coeficiente de determinación de 0,75 en coihue y de 0,35 en ciprés.

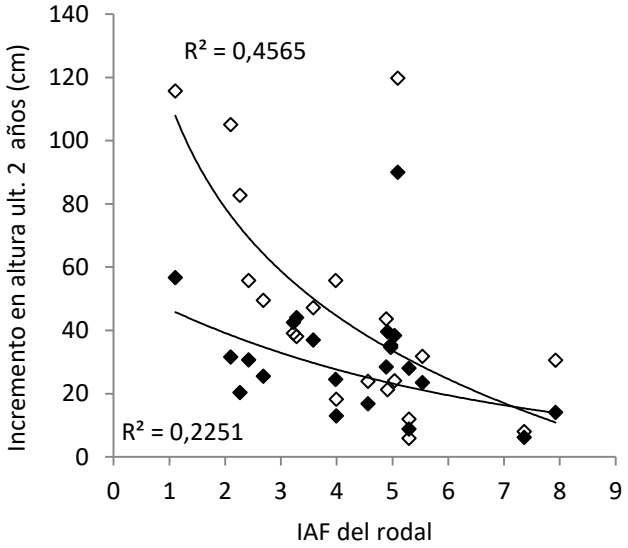


Figura 4.3. Incremento en altura en los últimos 2 años (cm) para renovales de ciprés (negro) y coihue (blanco) en relación al índice de área foliar (IAF) del rodal. Las líneas corresponden a líneas de tendencia, con su respectivo coeficiente de determinación (R^2).

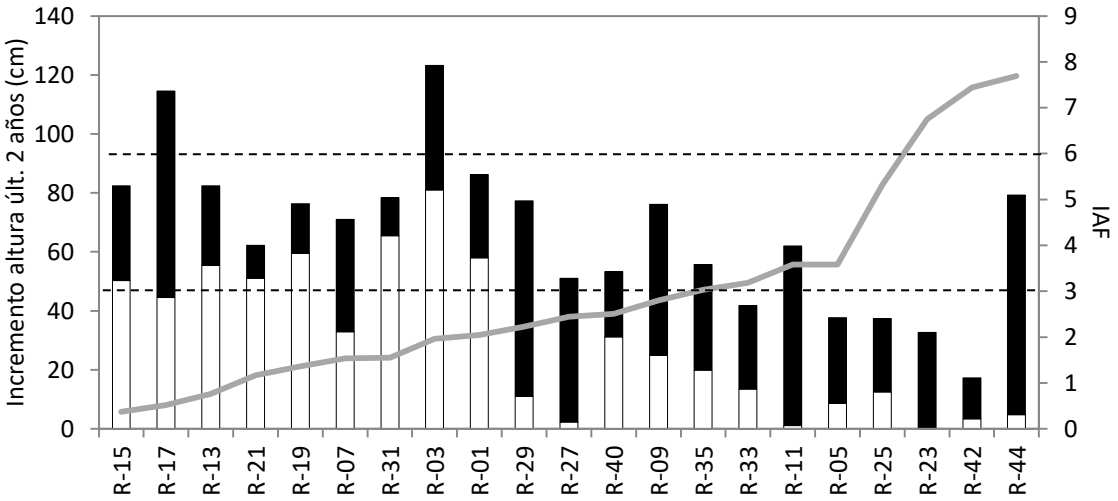


Figura 4.4. Incremento en altura de los últimos 2 años (cm) de renovales de coihue (línea gris) creciendo bajo dosel con diferente índice de área foliar (IAF) del rodal, IAF de ciprés (barras negras) e IAF de coihue (barras blancas).

El análisis de varianza del incremento en altura para ambas especies según clases de IAF del rodal con 3 de amplitud (0-3, 3-6, 6-9), mostró diferencias significativas para el coihue (p = 0,011) pero no para el ciprés (p = 0,097). El coihue en la clase de IAF 6-9 creció menos que la de IAF 0-3, aunque debe notarse que esta clase esta submuestreada respecto a las demás.

Al separar el IAF del rodal por especie, se observa una tendencia a que los renovales de coihue (Figura 4.4) y de ciprés (Figura 4.5) que mostraron mayor crecimiento fueron los que tuvieron menor IAF de coihue.

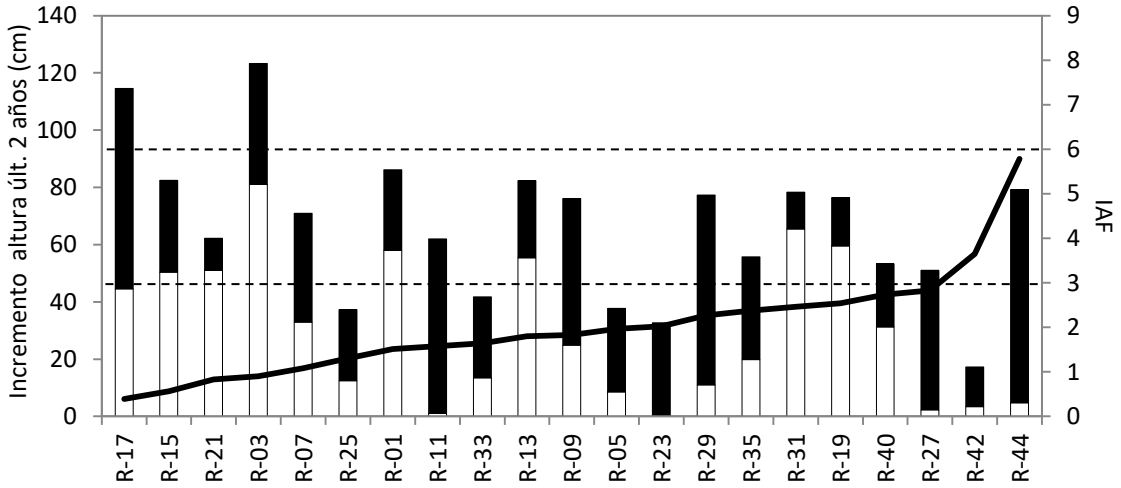


Figura 4.5. Incremento en altura de los últimos 2 años (cm) de renovales de ciprés (línea negra) creciendo bajo dosel con diferente índice de área foliar (IAF) del rodal, IAF de ciprés (barras negras) e IAF de coihue (barras blancas).

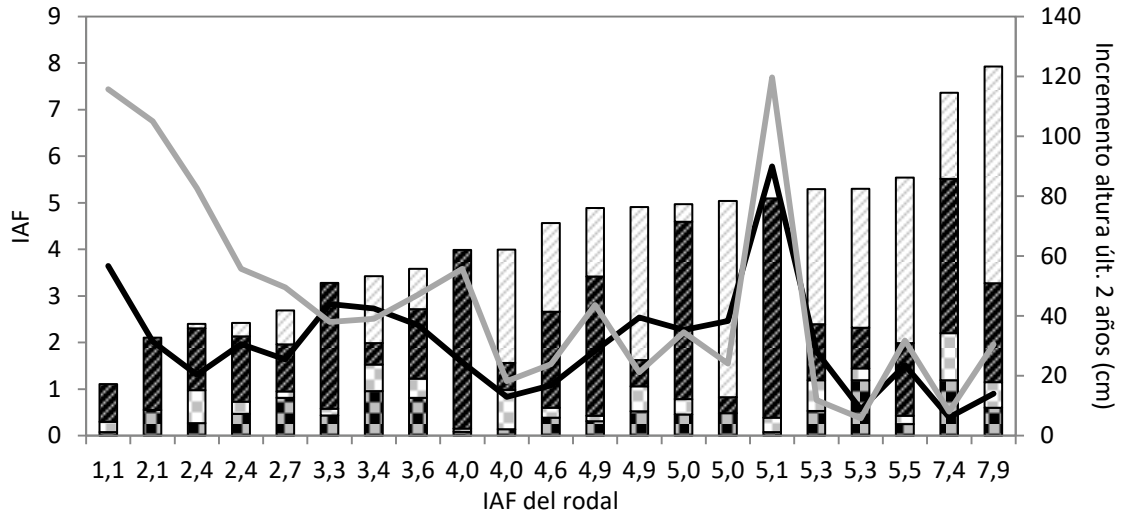


Figura 4.6. Incremento en altura de renovales de ciprés (línea negra) y de coihue (línea gris) bajo dosel con diferente participación de índice de área foliar (IAF) en el estrato superior (barras rayadas) e inferior (barras cuadriculadas) de ciprés (negro y gris), y de coihue (blanco y gris).

En general, los renovales de ambas especies que mostraron incrementos mayores a 40 cm en lo últimos 2 años pertenecen a parcelas con IAF menor a 4 o bien con IAF mayor a 4, pero con este espacio en el estrato superior ocupado en su mayor parte por ciprés (Figura 4.6). En parcelas con IAF mayor a 4 los incrementos de ciprés y coihue fueron similares. La excepción son las parcelas con el dosel superior ocupado únicamente por ciprés, donde los renovales de coihue

mostraron sustancialmente mayor incremento que los de ciprés. Nuevamente el incremento alto de ciprés y coihue para el IAF de 5,1, corresponde a la parcela R-44.

Las parcelas con IAF del dosel menor a 4 tuvieron en promedio un área basal de 24,1 m^2/ha ($_s$= 2,9), con un estrato inferior con 4,3 m^2/ha ($_s$= 1,2) de ciprés y 1,5 m^2/ha ($_s$= 0,4) de coihue, y un estrato superior con 13,5 m^2/ha ($_s$= 1,9) de ciprés y 7,9 m^2/ha ($_s$= 2,3) de coihue. El estrato inferior en promedio estuvo compuesto por 250 ($_s$= 53) cipreses.ha^{-1} y 192 ($_s$= 48) coihue.ha^{-1}, con un DCM de 14,4 cm ($_s$= 1,8) y de 10,8 cm ($_s$= 1,1) respectivamente. El estrato superior en promedio estuvo compuesto por 129 ($_s$= 25) cipreses.ha^{-1} y 35 ($_s$= 6) coihue.ha^{-1}, con un DCM de 36,9 cm ($_s$= 3,1) y de 53,2 cm ($_s$= 11,1) respectivamente. Datos de todas las parcelas pueden consultarse en los Anexos 4, 5 y 6.

Para tener una medida práctica y correlacionada con el IAF del rodal, que permita interpretar su significado en la densidad, en el Capítulo 7 se presenta la relación entre el IAF y el área basal del rodal.

4.6. DISCUSIÓN

Del análisis de los resultados del presente estudio surge que los renovales de ciprés y coihue presentan una tendencia, ligera en ciprés, a mayor crecimiento en altura en la medida que el espacio de crecimiento ocupado del dosel, expresado a través del IAF, es menor. La disponibilidad de recursos en el piso del bosque permite que las plantas del sotobosque, incluyendo la regeneración natural de los árboles, puedan acumular biomasa a través de su crecimiento (Zavitkovski 1976, Cannell y Grace 1993, Brown y Parker 1994, Lieffers y Stadt 1994, Ricard y Messier 1996, O'Hara 2014). Sin embargo, se ha observado un comportamiento diferente entre las dos especies. El coihue presentaría una zona umbral de IAF del rodal para el desarrollo de la regeneración de alrededor de 4, por debajo del cual el incremento en altura aumenta de manera pronunciada, pudiendo alcanzar 60 cm.$año^{-1}$ con un IAF del rodal cercano a 1. Los renovales de ciprés aumentan muy gradualmente el incremento en altura en la medida que se reduce el IAF del rodal, mostrando una relación débil. Esto implica que los renovales de ciprés podrían necesitar cambios en el espacio de crecimiento cercano para mostrar mayores variaciones en el crecimiento. Esto podría deducirse al evaluar los resultados que obtuvo Letourneau (2006) para esta especie en un experimento de liberación mediante desarbustado de renovales creciendo en un matorral. En dicho estudio, los renovales mostraron mayores tasas de crecimiento cuando se aplicaron desarbustados parciales en comparación con los que se les mantuvo los arbustos, mostrando la capacidad de reacción del ciprés frente a un mayor espacio de crecimiento disponible.

A pesar del exhaustivo análisis de antecedentes realizado, no se conoce la existencia de otros estudios que hayan comparado el incremento en altura de los renovales de ciprés y coihue bajo diferentes IAF del dosel, pero tampoco de otras especies. Sin embargo, existen antecedentes en los que el IAF del rodal se ha informado, como el de plantación de *Picea glauca* bajo dosel de *Populus tremuloides* del estudio de Comeau et al. (2009), donde se muestra que el incremento en diámetro y altura de los renovales aumentó cuando el IAF del dosel fue inferior a 2. A su vez, otros estudios han relacionado el incremento en altura (Stancioiu y O'Hara 2006b) y la eficiencia de crecimiento (Stancioiu y O'Hara 2006a) de la regeneración de *Abies Alba*, *Fagus sylvatica* y *Picea abies* con el área basal del rodal, como subrogante del espacio de crecimiento ocupado, mostrando resultados similares a los del presente estudio.

El crecimiento en altura de los renovales de coihue y en menor medida de ciprés, parece estar influenciado por la participación de cada especie en el IAF del dosel. La ocupación de coihue en el dosel sería la que más influye sobre el crecimiento de la regeneración. Ello se debería a la diferente incidencia que tienen las especies del dosel en la cantidad y tipo de luz que dejan pasar hacia el sotobosque (Lieffers et al. 1999).

Afirmando que el IAF del rodal y la luz que llega a la regeneración tienen una relación asintótica inversa (Waring 1983, O'Hara et al. 2007, Comeau et al. 2009), y que el crecimiento en diámetro y altura de las plantas aumenta con la intensidad de la luz (Lilles y Astrup 2012, Stancioiu y O'Hara 2006ab, O'Hara 2014), las diferencias en el comportamiento de las especies son las esperables según su tolerancia a la sombra. El ciprés es relativamente más tolerante a la sombra que el coihue (Veblen y Lorenz 1987, Veblen 1989, Kitzberger et al. 2000, Caselli et al. 2018) y muestra un crecimiento bajo, que aumenta muy gradualmente cuando el IAF disminuye. El coihue muestra sustancialmente mayor crecimiento que el ciprés cuando el IAF es bajo, y a la vez, cuando el IAF es muy alto, puede presentar crecimientos similares al ciprés. Similar comportamiento ha sido informado por Stancioiu y O'Hara (2006b) al analizar, bajo diferentes condiciones de apertura del dosel, el crecimiento en altura de los renovales de *Abies alba* y *Fagus sylvatica*, ambas muy tolerantes a la sombra, en comparación con *Picea abies*, de tolerancia intermedia.

Se ha sugerido la existencia de una altura máxima sostenible para renovales creciendo bajo dosel, por encima de la cual si los árboles siguen creciendo y no hay disponibilidad de los recursos necesarios para su desarrollo (por ejemplo, a través de la apertura de un claro), terminan por morir (Messier et al. 1999). También Kitajima (1994) y Kobe et al. (1995) sugirieron que las especies que mantienen altas tasas de crecimiento en la sombra muestran mayores tasas de mortalidad, ya que rápidamente el espacio de crecimiento que necesitan para crecer se ve limitado. Esto sugiere que las reducciones del incremento de ciertas especies bajo dosel pueden

ser consideradas una adaptación para retrasar la llegada a la altura máxima sostenible (Messier et al. 1999). Este parecería el caso de coihue, ya que su incremento en altura se ve limitado cuando es suprimido por el dosel. Este comportamiento resulta interesante para utilizarlo para regular la composición del rodal mixto en la etapa temprana (Stancioiu y O'Hara 2006b). Para favorecer la participación de ciprés en la regeneración y permitirle un crecimiento en altura equilibrado con el coihue, el IAF del rodal debería mantenerse relativamente alto, mientras que en aquellos sectores donde se desee liberar el crecimiento de la regeneración de coihue, el IAF debe ser bajo.

A su vez, los renovales de ambas especies muestran una disminución del incremento en altura con la edad, pero sólo en coihue esta tendencia es marcada. Clark y Clark (1999), y Lusk (2004) encontraron una inversión en los rankings de incremento en altura de especies de crecimiento inicial rápido demandantes de luz y las tolerantes a la sombra a medida que aumentaba la edad, lo que coincide con los resultados de este estudio, ya que el coihue tiende a mostrar menor incremento en altura que el ciprés luego de que el renoval supera los 15 años de edad. Lusk (2004) atribuyó esta pérdida de las ventajas de crecimiento de las especies demandantes de luz por sobre las tolerantes a la menor asignación relativa de biomasa al área foliar que ocurre con la edad. Asimismo, existe una correlación positiva entre la edad de los renuevos de coihue y el IAF del rodal, por lo que los renovales más antiguos pueden estar creciendo menos, también debido al efecto de estar creciendo bajo mayor IAF del rodal. Estos resultados indican que los renovales de coihue deben ser liberados de la competencia del dosel a edades tempranas, para potenciar su crecimiento acelerado. Debido a que el incremento en altura de los renovales de ciprés no está condicionado por la edad, relación que tampoco se ha mostrado en árboles adultos (Dezzotti y Sancholuz 1991), estos podrían persistir bajo dosel largo tiempo con escaso incremento (Veblen y Lorenz 1987).

4.7. CONCLUSIONES

Para potenciar el crecimiento de la regeneración avanzada de coihue y ciprés en el bosque mixto podrían adoptarse dos estrategias, que tienden a separar a la dominancia de las especies dentro del mismo rodal. En los sectores donde se desee promover al coihue parece razonable mantener el IAF del dosel bajo (por debajo de 4). Además, la liberación de la regeneración avanzada del coihue que crece bajo dosel, para lograr un crecimiento vigoroso, debe realizarse a temprana edad.

Por otro lado, en los sectores donde se desee promover mayor participación de ciprés en la regeneración, se debería limitar el crecimiento de los renovales de coihue, manteniendo el IAF del rodal por encima de 4. A su vez, para lograr un crecimiento satisfactorio de la regeneración

parecería adecuado que la participación de coihue en el IAF del dosel sea limitada. Ello implicaría la necesidad de ir preparando las partes del rodal o los rodales enteros a regenerar con anticipación, regulando la composición de ambas especies en el IAF rodal.

En conclusión los resultados de este estudio muestran el cumplimiento de la primera parte de la hipótesis 2 solamente para el coihue, ya que fue la especie que mostró relación fuerte con el IAF de rodal (de 0,75 de R^2 si se excluye la parcela R-44). La segunda parte de la hipótesis 2 se cumple por cuanto el incremento del coihue es mayor al del ciprés cuanto menor es el IAF del rodal.

CAPÍTULO 5: CONDICIONES DE LUZ Y HUMEDAD ADECUADAS PARA LA SUPERVIVENCIA Y CRECIMIENTO INICIAL DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE. ESTUDIOS EN VIVERO

5.1. RESUMEN

El ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*) y el coihue (*Nothofagus dombeyi*) son especies endémicas del bosque Andino-Patagónico de Argentina. Ambas crecen en formaciones puras o mixtas. Algunos bosques puros de ciprés están siendo afectados por una enfermedad llamada "mal del ciprés" que compromete la vitalidad de los árboles, produciendo mortalidad y reduciendo las posibilidades de manejo forestal para la producción maderera. Un aspecto interesante observado en rodales con mal del ciprés es que debido a la reducción de la cobertura del dosel que ocasiona la enfermedad, se establece la regeneración natural de ciprés, y también la de coihue cuando existen fuentes de semillas cercanas. El coihue podría ser introducido artificialmente junto con el ciprés para recuperar el potencial productivo de los bosques enfermos, pero el conocimiento sobre cómo la humedad y la luz condicionan la supervivencia y el desarrollo temprano de ambas especies es muy limitado. En este estudio se determinó, en condiciones de vivero, la respuesta en supervivencia e incremento del ciprés y el coihue ante el efecto conjunto de diferentes regímenes de luz y de humedad edáfica. Ambas especies mostraron respuestas similares a los factores estudiados en supervivencia y crecimiento, y fueron susceptibles a la sequía. Si bien las dos presentaron porcentajes de supervivencia similares al finalizar la temporada de crecimiento, el ciprés mostró un retraso significativo en la mortalidad para niveles de luz bajos y una mayor adaptación a la sequía en comparación con el coihue. Un nivel de luz bajo afectó negativamente el crecimiento, al igual que un nivel bajo de humedad. Los mayores crecimientos se registraron en los niveles intermedios de ambos factores, y, en particular, coihue creció más que ciprés.

Palabras clave: desarrollo temprano, interacción, umbrales

5.2. INTRODUCCIÓN

Los regímenes de luz y humedad edáfica son factores micro-ambientales que dentro del rodal condicionan en gran medida los patrones de supervivencia y crecimiento de la regeneración de las especies forestales (Canham 1988, Kobe et al. 1995, Holmgren et al. 1997). Varios estudios de campo han mostrado que los efectos de la luz y de la disponibilidad hídrica interaccionan, a veces de una forma muy compleja (Valladares et al. 2004). La identificación de estos efectos es crucial para entender cómo afectan a la supervivencia y desarrollo temprano de las especies forestales, dado que los dos factores se combinan en una amplia variedad de condiciones de sitio (Aranda et al. 2004). Asimismo, es especialmente relevante en áreas con déficit hídrico estacional y, en especial, frente a las influencias del cambio climático (Peñuelas et al. 2004).

El comportamiento de las plantas ante estos factores ha sido explicado por autores que proponen diferentes modelos, en algunos casos antagónicos y/o controversiales. El modelo de "trade-off" (Smith y Huston 1989) indica que el efecto negativo de la sequía es mayor en plantas que crecen a la sombra en comparación con plantas que crecen al sol. Los modelos de "*primary-limitation*" (Canham et al. 1996) y de "*above-ground facilitation*" (Holmgren 2000) indican, en cambio, que el efecto de la sequía es menor en plantas que crecen a la sombra. Otro modelo, llamado "*interplay*" (Holmgren et al. 1997) predice que cambios en la disponibilidad de agua pueden cambiar el efecto de la luz, tornándolo tanto beneficioso como perjudicial. Por último, el modelo de "*independent-effects*" (Nobel 1999, Sack y Grubb 2002), indica que el efecto de la sequía y la sombra son independientes. La correcta Interpretación de los efectos de estos factores en relación al crecimiento de las plantas y su distribución en ambientes naturales, requiere de estudios detallados llevados a cabo en condiciones de campo. Sin embargo, aislar los efectos de cada factor en estas condiciones resulta prácticamente imposible (Sack y Grubb 2002, Valladares et al. 2004). Esta imposibilidad se debe mayormente a la ocurrencia de factores múltiples, sucesivos y/o simultáneos, que frecuentemente interactúan afectando las respuestas de las plantas de manera positiva o negativa (Niinemets 2010).

Los experimentos llevados a cabo en condiciones controladas permiten, en cambio, detectar interacciones y separar los efectos de cada uno, para así poder interpretar las implicancias que tienen para la supervivencia y el crecimiento de las especies estudiadas (Valladares et al. 2004). En estudios de este tipo se han observado resultados disímiles acerca de la existencia de interacción entre la luz y la humedad de suelo que afectan el crecimiento de las plantas. Por ejemplo, para *Tilia cordata* no se detectó interacción (Sack 2004), mientras que si la hubo para *Nothofagus pumilio* (Martínez Pastur et al. 2011). Esto permite especular que el efecto de un factor sobre la supervivencia y/o el crecimiento podría imponerse sobre el del otro para

ciertas especies y bajo condiciones ambientales determinadas, solapando el efecto de su interacción.

El ciprés de la cordillera -en adelante "ciprés"- es una conífera de los bosques Andino-Patagónicos de Argentina, que está sometida a impactos que han alterado su dinámica natural. Desde hace varias décadas, en las zonas mésicas y húmedas de su distribución (más de 900 mm/año), la especie está siendo afectada por una enfermedad llamada "mal del ciprés". El mal del ciprés es una enfermedad compleja, asociada a *Phythophtora austrocedri* Gres. & E.M. Hansen (Pythiales, Peronosporomycetes, Straminipila) (Greslebin et al. 2007, Vélez et al. 2014). Su presencia y expansión, si bien presenta patrones de decaimiento y mortalidad impredecibles en el tiempo (Relva et al. 2009, Amoroso y Larson 2010ab), se ve favorecida por condiciones de drenaje pobre del suelo (La Manna y Rajchenberg 2004) y por fluctuaciones climáticas extremas (Cali 1996, Mundo et al. 2010). A nivel de la estructura del rodal, la enfermedad produce la apertura del dosel, cambiando las condiciones micro-ambientales y liberando recursos que promueven el inicio de la regeneración natural del ciprés. A su vez, se ha observado que en rodales enfermos, también puede incorporarse la regeneración natural del coihue cuando existe una fuente de semillas cercana (Loguercio 1997, Amoroso y Larson 2010b, Amoroso et al. 2012b). El coihue es una latifoliada de importancia forestal, que crece en formaciones puras o mixtas con ciprés y otros *Nothofagus*, dependiendo de su posición en el marcado gradiente ambiental Oeste-Este (altitudinal y de precipitaciones) que caracteriza a la vertiente oriental de los Andes patagónicos (Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti y Sancholuz 1991). Este proceso natural de incorporación de coihue sugiere la posibilidad de que estos bosques puedan transformarse en bosques mixtos, lo que permitiría ampliar las posibilidades de manejo forestal de los bosques enfermos (Loguercio 1997, Loguercio et al. 2018ab). Sin embargo, para comprender y poder imitar el proceso de conversión a bosque mixto, es necesario conocer las condiciones ambientales limitantes y óptimas para la supervivencia y el crecimiento de la regeneración de ambas especies.

El ciprés y el coihue son consideradas especies intolerantes a la sombra según Donoso (1981), Sin embargo, sus requerimientos de luz pueden variar durante los primeros estadios del desarrollo de las plántulas, dependiendo de otros factores ambientales. El coihue no puede regenerar bien bajo dosel cerrado (Veblen 1989, Veblen et al. 1995, Dezzotti 1996), debido a su baja tolerancia la sombra (Müller-Using y Schlegel 1980, Dezzotti 1996, Amoroso y Larson 2010b). Sin embargo, se ha observado regeneración bajo dosel en bosques maduros con sotobosque ralo (Pollmann y Veblen 2004). La afinidad del coihue por sitios abiertos parece reducirse en sitios secos (Weinberg y Ramírez 2001), y en sitios con pobre drenaje de aire a nivel de relieve, como en fondos de valle, asociado a su susceptibilidad a heladas (Soto et al. 2009, Donoso et al. 2013).

Por su parte, el ciprés es más tolerante a la sombra que el coihue (Veblen y Lorenz 1987, Veblen 1989, Kitzberger et al. 2000), lo que le permite persistir mucho más tiempo bajo dosel, y también más resistente a las condiciones de déficit hídrico (Veblen et al. 1996, Suarez y Kitzberger 2008, Scholz et al. 2014). El establecimiento del ciprés en bosques más secos ocurre en pequeños claros, bajo dosel cerrado o bien bajo arbustos. Esto se debe a que necesita cierta protección de la radiación y los extremos de temperatura durante los primeros años de vida (Gobbi y Schlichter 1998, Loguercio 1997, Rovere 2000, Urretavizcaya y Defossé 2013). En estos sitios xéricos, la supervivencia de las plántulas de ciprés parece más condicionada por la alta radiación y elevadas temperaturas que por el contenido de humedad edáfica (Kitzberger et al. 2000, Letourneau et al. 2004, Gyenge et al. 2007). Estos antecedentes sugieren la posible existencia de interacciones entre la humedad y la luz determinantes para la supervivencia y desarrollo de ambas especies. El efecto combinado de la luz y las condiciones de humedad sobre el crecimiento de las plántulas de ciprés y coihue, ha sido escasamente estudiado. Los pocos estudios disponibles se restringen en general a una de las dos especies y al efecto del factor luz. Estas investigaciones muestran una tendencia a un mayor crecimiento de ambas especies bajo situaciones intermedias de luz, tanto a campo (Gyenge et al. 2007, Urretavizcaya y Defossé 2013, Donoso et al. 2013) como en condiciones semi-controladas de vivero (Müller-Using y Schlegel 1980, Letourneau 2006).

El objetivo de este Capítulo fue generar conocimiento sobre las posibles interacciones entre la luz y la humedad de suelo y su efecto sobre la supervivencia y crecimiento de la regeneración de ciprés y coihue. A partir de ello se podrán definir pautas de manejo para la etapa de regeneración del bosque puro y mixto, y evaluar la necesidad de adaptación de las pautas al gradiente de precipitación en el que estas especies se desarrollan, para la recuperación de rodales de ciprés afectados por el mal del ciprés. Conocer estas relaciones es también importante para predecir los impactos del cambio climático, que incrementarían la severidad de diferentes factores de estrés (Niinemets 2010), y formular medidas para la adaptación frente a los escenarios futuros del cambio climático. La tendencia climática entre los años 1961-2016 sobre la mayor parte de la distribución de los bosques mixtos de ciprés y coihue, muestra una disminución en las precipitaciones y un aumento de la temperatura de 1 a 1,5 °C (SMN 2016). El presente estudio aportará también conocimientos para analizar posibles cambios en la distribución de estas especies por efectos del cambio climático.

En este Capítulo se describen dos experimentos bajo condiciones semi-controladas en vivero. El primer experimento se estableció para determinar el umbral de humedad edáfica mínimo para la supervivencia de cada especie y el crecimiento inicial bajo la combinación de dos condiciones de humedad edáfica (capacidad de campo y sin irrigación), y tres regímenes de luz (alta, media y baja). El segundo experimento se estableció para examinar los efectos de la

interacción entre tres niveles de humedad de suelo (alta, media y baja) y tres regímenes de luz (alta, media y baja), sobre la supervivencia y el crecimiento inicial de las dos especies, y determinar que combinación de estos factores permitiría alcanzar las mejores tasas de crecimiento.

5.3. OBJETIVO E HIPÓTESIS

Determinar el efecto que tienen la luminosidad, la humedad de suelo, sobre la supervivencia y el crecimiento inicial de renovales de ciprés y coihue.

Hipótesis: La supervivencia y el crecimiento inicial de los renovales de ciprés y coihue están influenciados por la interacción entre los recursos luz y agua, recursos asociados a la cobertura y régimen hídrico/nivel de humedad de los sitios donde crecen. Condiciones protegidas de los agentes desecantes favorecen la supervivencia de ambas espacies. El coihue se ve más favorecido su crecimiento que ciprés ante condiciones de alta luminosidad, mientras la humedad no sea escasa. El ciprés se ve favorecido por condiciones intermedias de luz y es menos susceptible a la falta de humedad que el coihue

Predicciones:

- Mayor supervivencia del ciprés respecto del coihue en baja luminosidad, mientras las condiciones hídricas no sean extremadamente secas, caso en el cual ambas especies tendrán baja supervivencia y crecimiento.
- Alta supervivencia y crecimiento de ambas especies a alta luminosidad y alta humedad.
- Baja supervivencia y crecimiento de ambas especies con alta luminosidad y baja humedad.
- Mayor incremento del coihue respecto al ciprés en la medida que aumenta la luminosidad y la humedad.
- Mayor supervivencia bajo cobertura o con protección artificial, en especial cuando la humedad no es abundante.

5.4. MATERIALES Y MÉTODOS

5.4.1. Área de estudio

Los dos ensayos en vivero se realizaron en el Centro de Investigación y Extensión Forestal Andino Patagónico (CIEFAP) en Esquel, provincia de Chubut (42°55'50.3"S, 71°21'51"O). El Ensayo 1 fue desarrollado durante la temporada de crecimiento 2014-2015, y el Ensayo 2 durante las temporadas de crecimiento 2015-2016 y 2016-2017.

La región en la que ambas especies se desarrollan, la misma en la que se encuentra el vivero, presenta un clima Mediterráneo típico con inviernos fríos y húmedos, y veranos secos y calurosos (Defossé et al. 2015). Para la caracterización de las condiciones meteorológicas durante los ensayos se registraron las temperaturas cada media hora (registradas en el vivero con datalogger Decagon Em5b) y la precipitación diaria (registradas con pluviómetro totalizador en CIEFAP por la Coordinación Técnica del Servicio Nacional de Manejo del Fuego). También se utilizaron datos de temperatura y precipitación medias mensuales históricas para la ciudad de Esquel (registradas en el aeropuerto de Esquel, distante 15 km al Este del sitio del experimento: datos provistos por el Servicio Meteorológico Nacional. Serie 1961-1990). Adicionalmente, en el Ensayo 1 se instalaron 9 sensores de temperatura y humedad del suelo a 5 cm de profundidad y en el Ensayo 2, durante la primera temporada, se instalaron 3 sensores de temperatura del aire, y a partir de febrero de la primera temporada 6 sensores de humedad del suelo a 5 cm de profundidad. Los datos se registraron cada media hora.

5.4.2. Diseño experimental

Los factores bajo estudio fueron la luz, la humedad edáfica y la especie, con un diseño de parcelas partidas. La supervivencia y el crecimiento de plantines de ciprés y coihue fueron las variables respuesta (Tabla 5.1).

Los plantines utilizados fueron cultivados en vivero a partir de semilla. Para el Ensayo 1, se utilizaron plantines de ciprés y coihue de 4 años de edad. Para el Ensayo 2, en cambio, se utilizaron plantines de ciprés de 3 años y de coihue de 1 año. Las diferencias en edad y tamaño de las plantas de las dos especies se debieron a la necesidad de contar con lotes homogéneos de plantines de parámetros morfológicos adecuados para llevar a plantación y en la cantidad suficiente para cada experimento. Para abordar el posible efecto de la edad y del tamaño inicial sobre los resultados, además de los valores absolutos de los incrementos, se utilizaron los incrementos relativos como valores de respuesta a los tratamientos.

Dos semanas antes de empezar los ensayos, los plantines fueron trasplantados a macetas de 5 litros, con sustrato compuesto por tierra negra y arena volcánica en una proporción de 3:1.

Tabla 5.1. Descripción de los ensayos de supervivencia y crecimiento de los plantines de ciprés y coihue bajo condiciones semi-controladas en vivero de las temporadas de crecimiento 2014-15 (Ensayo 1), y 2015-16 y 2016-17(Ensayo 2).

	Ensayo 1	*Ensayo 2*
Tratamientos	Seis: tres niveles de luz y dos niveles de humedad.	Nueve: tres niveles de luz y tres niveles de humedad.
Repeticiones	2	2
Diseño experimental	Parcelas partidas. Primer factor: nivel de luz. Segundo factor: nivel de humedad de suelo y especie	Parcelas partidas. Primer factor: nivel de luz y nivel de humedad edáfica. Segundo factor: especie.
Niveles de luz	En relación a cielo abierto: 100% (luz alta, LA), 28% (luz media-baja, LM) y 8% (luz baja, LB).	En relación a cielo abierto: 95% (luz alta, LA), 46% (luz intermedia, LI) y 9% (luz baja, LB).
Niveles de humedad edáfica	CC: 100-65% en relación a capacidad de campo (32-20% de humedad). ES: estrés, solo irrigación al inicio del ensayo hasta capacidad de campo, sin irrigación posterior.	En relación a capacidad de campo: R1: 100-80% (41-33% de humedad), R2: 70-50% (29-21% de humedad) y R3: 40-20% (16-8% de humedad).
Tamaño de maceta	5 litros	5 litros
Edad de los plantines	Ciprés*:* 4 años Coihue: 4 años	Ciprés:3 años Coihue*:* 1 años
Número de plantines del ensayo	114 por especie	190 por especie
Número de plantines por tratamiento	16 por especie	20 por especie
Número de plantines por cubículo	16 por especie, la mitad en cada nivel de humedad edáfica (al azar). Cada cubículo corresponde a un nivel de luz.	10 por especie. Cada cubículo corresponde a un nivel de luz y un nivel de humedad edáfica.
Número de cubículos	6	18
Duración del ensayo	15 semanas	16 semanas en la 1er temporada 26 semanas en la 2da temporada
Variables respuesta	Supervivencia (por semana y final). Incremento absoluto y relativo del diámetro de cuello, altura y volumen.	Supervivencia (por semana y final). Incremento absoluto y relativo del diámetro de cuello, altura y volumen.

Los niveles de luz de cada tratamiento (Tabla 5.1) fueron logrados a través de unas estructuras cúbicas (cubículos) de 2 m^3 de volumen revestidas con malla media sombra (Figura 5.1), que cubrían las plantas. Cada nivel de luz se definió como el porcentaje de radiación fotosintéticamente activa (PAR, por sus siglas en inglés) recibida bajo cielo abierto al mediodía (Tabla 5.1). La medición a cielo abierto se realizó a mediados de la estación de crecimiento con un

ceptómetro (Cavadevises Ceptómetro Modelo BAR-RAD100), que integra el flujo de fotones en un metro lineal a través de 80 sensores integrados. La luz dentro de los cubículos se midió con un sensor puntual (Apogee Quantum meter Modelo MQ-200), y luego se determinó la proporción respecto a cielo abierto. Los valores propuestos de luz en el Ensayo 1 (Tabla 5.1) se lograron con malla media sombra negra de 20% de transmisibilidad, dispuesta en dos capas superpuestas en el nivel de luz baja, y en una sola capa en la luz media-baja. En el Ensayo 2 los niveles se lograron con malla media sombra de 50% de transmisibilidad en una capa simple en el nivel de luz intermedia y de 20% de transmisibilidad en dos capas en el nivel de luz baja. En los niveles 100% de luz no se utilizaron mallas media sombra. Los niveles de humedad se definieron con relación al porcentaje de humedad del sustrato a capacidad de campo, el cual se determinó con el método retención hídrica (Método de Richards, *Richards* 1965). Este método consiste en la extracción de agua de una muestra de suelo saturada. La muestra de suelo es puesta en un plato poroso dentro de una cámara hermética especial y sometida a una presión de 0,5 atm por alrededor de 72 h. Luego de este tiempo la muestra fue secada en estufa a 105 °C hasta peso constante, se determinó el peso con balanza de precisión y se calculó el contenido de humedad (Richards 1965).



Figura 5.1. Vista de las estructuras con y sin mallas media sombra según el nivel de luz, y disposición del ensayo.

Dentro de cada cubículo los plantines de ciprés y coihue se distribuyeron al azar. Al inicio de los ensayos todas las plantas se regaron durante tres días hasta alcanzar la capacidad de campo. Durante el desarrollo de los mismos, cada 2 o 3 días, se utilizó una muestra de macetas por especie y tratamiento (n = 12 y n = 18 para los Ensayos 1 y 2, respectivamente) para calcular, por

el método gravimétrico (con una balanza Ohaus Modelo IS-45, capacidad: 45 x 0,002 kg*)*, el agua a reponer para cada nivel de humedad fijado (Tabla 5.1).

Para evitar que las plantas recibieran agua adicional por lluvia en el Ensayo 1, frente a pronóstico de precipitación se colocaron coberturas de nylon transparente (95 % de transmitancia) de alta densidad (2 eventos, ambos ocurridos durante horas de día), y en el Ensayo 2 a todos los cubículos se les colocó encima un nylon transparente que se mantuvo a lo largo del periodo del ensayo. Una vez al mes, las plantas en sus macetas fueron redistribuidas al azar dentro de su cubículo para evitar efectos de cualquier condición local que pudiera modificar las condiciones de luz y humedad impuestas por los tratamientos.

5.4.3. Caracterización de los plantines de ciprés y coihue

Al comienzo de cada ensayo se realizó la caracterización morfológica de los plantines utilizados, a través de una muestra tomada al azar de 18 y 10 plantas por especie, en los Ensayos 1 y 2, respectivamente. Se midieron el diámetro a la altura del cuello (DAC), la altura (desde el cuello al brote terminal del tallo en ciprés y hasta la yema terminal de la rama superior dominante en coihue) y se determinó el peso seco de la parte aérea (PSA) y de la raíz (PSR), luego de ser secadas en estufa a 103 ± 2 °C durante 48 h.

Al comienzo y al final de la temporada de crecimiento de ambos ensayos se midieron el DAC y la altura de todos los plantines sometidos a los tratamientos, de la misma manera que se indicó en la caracterización morfológica. Con esos datos se calculó incremento en DAC, en altura y en volumen de cada planta, este último asumiendo la forma del tallo como un cono.

Al final del Ensayo 2, se determinaron los caracteres funcionales de una muestra de plantines por tratamiento: longitud media de entrenudos del brote anual, el espesor de la hoja, el área foliar, la razón área foliar/área de albura al cuello, el área foliar específica, el peso seco aéreo total y el peso seco de las hojas, del tallo y de las ramas, así como los pesos secos de la raíz total, de raíces finas (<2mm) y de raíces gruesas (>2mm) en dos secciones de la raíz (superior: en los primeros 10 cm de profundidad, e inferior: raíces a más de 10 cm de profundidad). También se calculó la eficiencia de crecimiento medida como el peso seco de la planta dividido por su área foliar (Waring 1983).

5.4.4. Análisis estadístico

La comparación de las características morfológicas de los plantines se realizó mediante análisis de varianza (ANOVA) y de ANOVA no paramétrico cuando, aún luego de hacer transformaciones de las variables, no se cumplieron los supuestos de normalidad (Test de

Shapiro-Wilks) y de homogeneidad de varianza (Test de Levene). Se utilizó el test de Tukey y test de Kruskal-Wallis (no paramétrico) para detectar diferencias significativas entre medias ($p \leq 0,05$).

La evolución temporal de la supervivencia durante la estación de crecimiento, así como la supervivencia e incrementos en DAC, altura y volumen al final del ensayo, se analizaron con modelos mixtos considerando la especie, el nivel de luz y el nivel de humedad como efectos fijos y la parcela principal (cubículo) como efecto aleatorio, dado que las observaciones de un mismo cubículo no son independientes. Cuando no se logró corregir la no normalidad de los datos se utilizaron modelos lineales generalizados mixtos con los mismos efectos fijos y aleatorios que para los lineales mixtos. Las supervivencias final y en el tiempo se analizaron comparando el promedio por tratamiento de cada repetición, siendo la unidad experimental el grupo de plantas de la misma especie y con el mismo riego de cada cubículo. Para el incremento en DAC, altura y volumen la unidad experimental es la planta. No todos los análisis estadísticos de supervivencia lograron ser robustos, por falta de normalidad, aún con transformación de la variable.

En estos análisis se utilizaron p-valores con corrección de Bonferroni y un nivel de significancia de $p \leq 0,05$. Cuando la significancia fue positiva la comparación de medias se realizó mediante el test LSD Fisher (least-significant-difference) con corrección de Bonferroni. Se verificó que los datos cumplieran con los supuestos de normalidad, mediante la prueba de Shapiro-Wilks, y de homocedasticidad, mediante análisis de residuales. Se hicieron correcciones a los modelos cuando estos supuestos no se cumplieron. La comparación entre modelos se hizo mediante el test LRT (likelihood-ratio-test). En caso de interacciones significativas entre factores se realizaron los contrastes entre los diferentes niveles de un factor con cada uno de los niveles del otro factor para detectar cuales fueron significativamente diferentes.

Como se mencionó, dadas las diferencias iniciales del tamaño de los plantines por especie, se analizaron los incrementos absolutos y relativos. Para el análisis de los incrementos absolutos se probaron modelos con la dimensión inicial como covariable, pero no resultaron mejores que los modelos sin covariable. En el Ensayo 1, debido a la alta mortalidad registrada en el nivel ES, sólo se analizaron los tratamientos CC.

Para los análisis mencionados se utilizó el software estadístico Infostat (Di Rienzo et al. 2017). Infostat implementa una interface con la plataforma R (R Core Team 2017) para la estimación de los modelos mixtos a través de los procesos gls y lme de la librería nlme (Pinheiro y Bates 2004, Di Rienzo et al. 2011). La interfaz con R fue escrita en Delphi® y depende de R-DCOM (Di Rienzo et al. 2011).

5.5. RESULTADOS

5.5.1. Ensayo 1

5.5.1.1. Caracterización morfológica de los plantines

Aunque los plantines de ambas especies eran de la misma edad, presentaron distinto tamaño inicial, pero similar peso seco de raíz y volumen (Tabla 5.2). Los individuos de ciprés fueron en promedio 3,8 cm más altos que los de coihue, tuvieron mayor peso aéreo, pero un DAC menor.

Tabla 5.2. Caracteres morfológicos promedio y error estándar () en el inicio del Ensayo 1 (n = 18 por especie). Especies: ciprés y coihue. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05).

Parámetro	*Ciprés*	*Coihue*
Diámetro de cuello (mm)	3,3 (0,1) *b*	4,3 (0,2) *a*
Altura (cm)	19,4 (0,9) *a*	15,2 (1,3) *b*
Volumen (cm^3)	0,7 (0,1) *a*	1,1 (0,2) *a*
Peso seco aéreo (g)	1,8 (0,2) *a*	1,4 (0,2) *b*
Peso seco radical (g)	1,5 (0,1) *a*	1,9 (0,2) *a*

5.5.1.2. Condiciones ambientales de crecimiento

La estación de crecimiento 2014-2015 (diciembre, enero, febrero y marzo) fue cálida y muy seca. La temperatura máxima, media y mínima de la temporada fue 21,9 °C, 14,2 °C y 7,7 °C, respectivamente. Estas temperaturas fueron 1,7 °C, 0,7 °C y 1,3 °C superiores respectivamente, a los valores históricos. La precipitación acumulada en el período fue 87,8 % inferior al promedio histórico (10,6 vs 87 mm).

La temperatura del suelo a 5 cm de profundidad fue muy alta, con registros máximos cercanos a 50 °C en la semana 10 desde el inicio del ensayo (Figura 5.2). La temperatura máxima del suelo en plantas del nivel de luz alta (LA) se mantuvo por encima de los 35 °C desde la semana 4 hasta la 10 (fin del registro por desperfecto técnico) (Figura 5.2). El nivel LA presentó en promedio 4 °C más de temperatura máxima media del suelo que el de luz baja (LB), mientras que la temperatura en el nivel de luz media-baja (LM) fue similar a la de LB (Figura 5.2). Las temperaturas mínimas nunca fueron inferiores a 0 °C en ninguno de los tratamientos de luz. Las temperaturas medias del suelo se mantuvieron entre los 7 y 25 °C a lo largo del período.

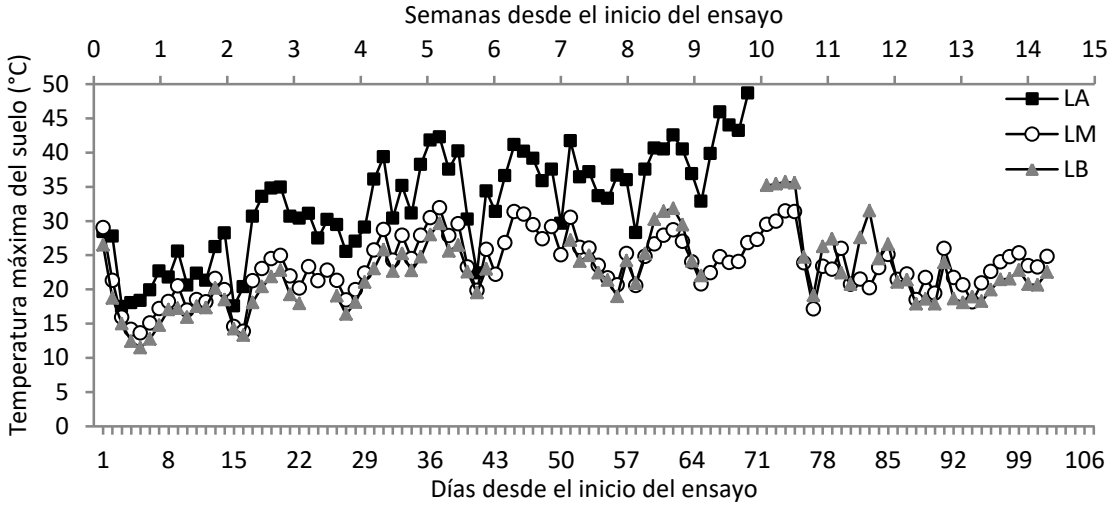


Figura 5.2. Temperaturas máximas diarias del suelo a 5 cm de profundidad en el Ensayo 1 (Diciembre-Marzo de 2014-2015) en el nivel de humedad ES (estrés) para los niveles de luz: 100 % (LA), 28 % (LM) y 8 % (LB) respecto a cielo abierto. Los datos faltantes corresponden a la interrupción temporaria del registrador automático.

5.5.1.3. Supervivencia

La supervivencia de los plantines durante del período de crecimiento del Ensayo 1 mostró estar afectada por una interacción significativa entre la luz, la humedad, la especie y el tiempo ($p < 0,0001$). A través del tiempo en los tratamientos bajo estrés (ES) se observó mayor supervivencia de ciprés, y para un mismo nivel de luz hubo un retardo en el momento de inicio de la mortalidad de ciprés respecto de coihue. Por ejemplo, el 50 % de la mortalidad en la luz alta se alcanzó durante la semana 7 en coihue, y durante la 8 en ciprés (Figura 5.3).

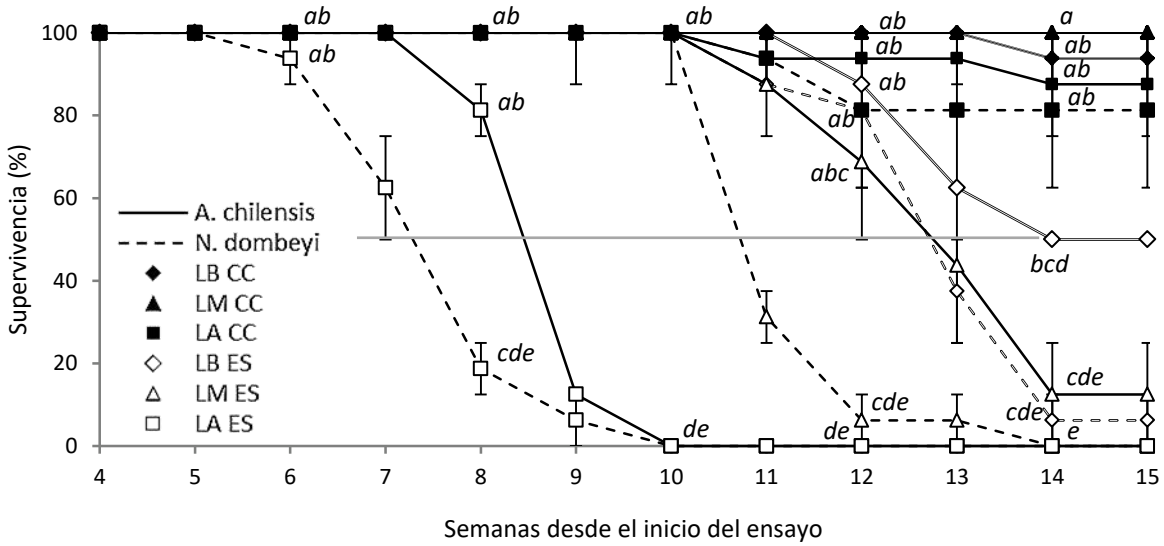


Figura 5.3. Supervivencia (%) de plantines de coihue (*N. dombeyi*) y ciprés (*A. chilensis*) durante el Ensayo 1 por tratamiento. Luz: 100 % (LA), 28 % (LM) y 8 % (LB) en relación a cielo abierto. Humedad de suelo: 100-65 % en relación a capacidad de campo (CC) y sin riego (ES). Medias con letras en común no son significativamente diferentes ($p > 0,05$) ($n = 2$). La línea gris indica 50 % de supervivencia.

A su vez en ambas especies se observó un retardo en el inicio de la mortalidad cuanto menor fue la luz. Por ejemplo para ciprés en el nivel ES, el 50 % de la mortalidad se alcanzó durante la semana 8 en luz alta, durante la 12 en luz media-baja y en la semana 14 en luz baja (Figura 5.3).

El inicio de la mortalidad se registró en niveles de humedad de suelo mayores en la condición de luz alta respecto a los de la condición de luz baja (Figura 5.4) para el coihue (9,7 vs 7,3 %) y el ciprés (9,2 vs 6,9 %). De igual manera, se alcanzó el 50 % de mortalidad con valores de humedad edáfica mayores en la condición de luz alta respecto a la baja en el coihue (6,8 vs 4,9 %) y el ciprés (7,5 vs 4,4 %). En la Figura 5.5 se observan plantas sometidas a estrés hídrico.

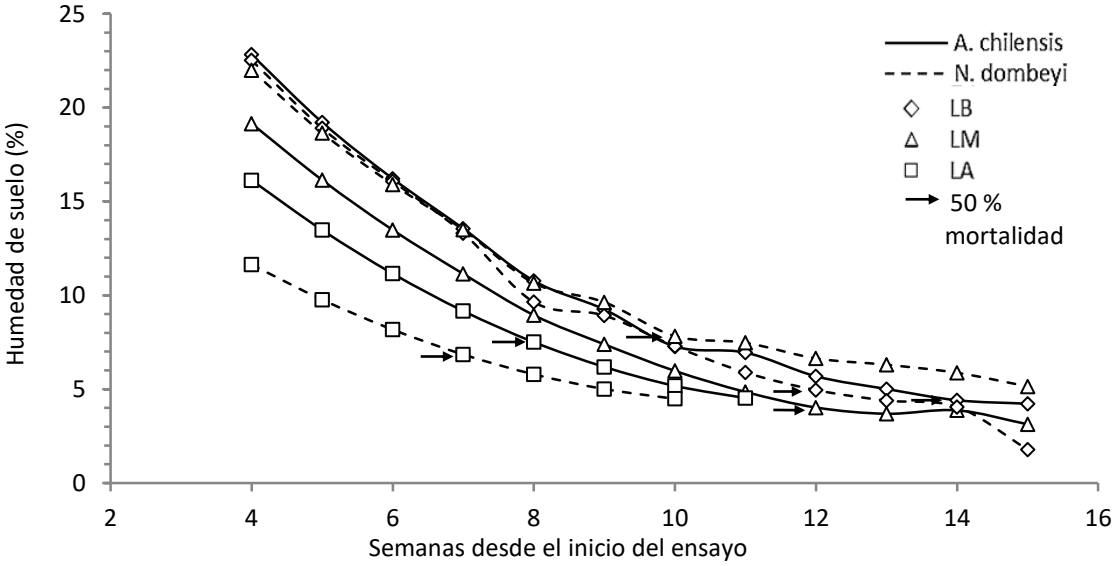


Figura 5.4. Disminución de la humedad de suelo (%) en el nivel ES (estrés) durante el Ensayo 1 para ciprés (*A. chilensis*) y coihue (*N. dombeyi*) para los niveles de luz: 100 % (LA), 28 % (LM) y 8 % (LB) en relación con cielo abierto.

Para un mismo nivel de luz se registró un retardo en el inicio de la mortalidad y una disminución en su magnitud en el nivel de humedad a capacidad de campo (CC) respecto a ES. En los tratamientos del nivel CC, la supervivencia disminuyó recién hacia el final del período de crecimiento (a partir de la semana 10), y las diferencias entre especies y niveles de luz no fueron significativas. La supervivencia al final del período de crecimiento sólo fue afectada por la humedad edáfica, siendo muy superior en el nivel CC respecto a ES ($p < 0,0001$).



Figura 5.5. Planta de ciprés (izq.) y coihue (der.) con signos fuertes de estrés hídrico pertenecientes al tratamiento de estrés.

5.5.1.4. Crecimiento inicial

En el nivel CC, no se detectaron efectos significativos de la interacción entre la luz y la especie, ni efectos significativos de la luz, tanto en los incrementos absolutos como en los relativos. Sin embargo, se detectaron diferencias significativas entre los incrementos de las especies, en algunas variables en términos absolutos, en otras en los relativos o en ambos (Tabla 5.3). En la Figura 5.6 se observan las plantas creciendo sin cobertura (LA), en la luz media (LM) y en la luz baja (LB).

Tabla 5.3. P-valores corregidos por Bonferroni de los efectos evaluados sobre incremento absoluto (IA) y relativo (IR) en diámetro de cuello, altura y volumen de los plantines de ciprés y coihue al final del Ensayo 1 y número de muestras (n). Luz: 100 % (LA), 28 % (LM) y 8 % (LB) en relación con cielo abierto.

Factor	*Diámetro de cuello*		*Altura*		*Volumen*	
	IA (mm)	*IR (%)*	*IA (cm)*	*IR (%)*	*IA (cm^3)*	*IR (%)*
Especie	>0,9999	**0,016**	**<0,0001**	**<0,0001**	**<0,0001**	0,350
Luz	0,070	0,131	0,562	0,751	0,267	0,163
Luz X Especie	0,136	0,525	0,990	>0,9999	0,849	>0,9999

Número de muestras	*Ciprés*			*Coihue*		
	LB	*LM*	*LA*	*LB*	*LM*	*LA*
Diámetro	*15*	*16*	*13*	*14*	*16*	*12*
Altura	*15*	*16*	*12*	*16*	*15*	*12*
Volumen	*15*	*16*	*12*	*13*	*15*	*12*

Los valores de incrementos absolutos en DAC de ambas especies no se diferenciaron, pero hubo efecto marginal de la luz (Tabla 5.3, Figura 5.7 A), siendo las plantas de la luz baja las que menos crecieron. El promedio de ciprés fue de 1,2 mm ($_s$ = 0,1) y el de coihue de 1,3 mm ($_s$ = 0,1). Sin embargo, ciprés tuvo un incremento relativo en DAC mayor que coihue, 44 % ($_s$ = 4) versus 31 % ($_s$ = 3), respectivamente (Tabla 5.3, Figura 5.7 B).

El coihue creció más en altura que el ciprés, tanto en valores absolutos como en relativos (Tabla 5.3, Figura 5.7 C, D). El incremento absoluto fue de 6,3 cm ($_s$ = 0,7) y 0,6 cm ($_s$ = 0,1) para el coihue y el ciprés, respectivamente. El primero tuvo un incremento relativo de 46 % ($_s$ = 6) y el segundo de 4 % ($_s$ = 1). El coihue también creció más en volumen (Figura 5.7 E, F), pero estas diferencias fueron significativas sólo en el incremento absoluto (Tabla 5.3). El volumen promedio del coihue fue de 4,3 cm^3 ($_s$ = 0,4) y el del ciprés fue de 2,0 cm^3 ($_s$ = 0,2). El incremento relativo del primero fue de 173 % ($_s$ = 22) y del segundo de 124 % ($_s$ = 12).



Figura 5.6. Planta de ciprés y coihue creciendo en el nivel de luz LA (arriba), LM (medio) y LB (abajo).

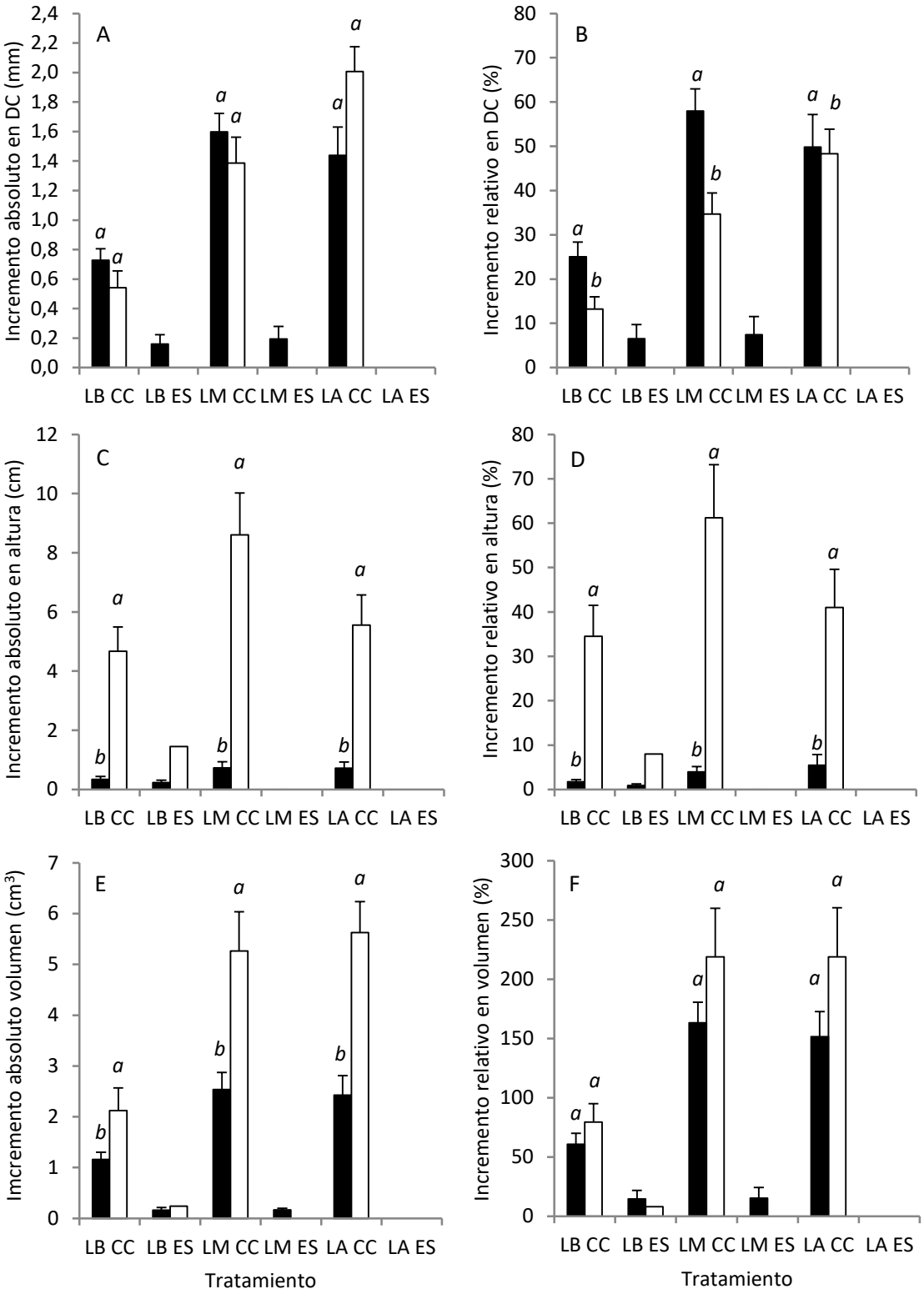


Figura 5.7. Incremento absoluto (izquierda) y relativo (derecha) en diámetro de cuello (DC), altura y volumen al final del Ensayo 1 para ciprés (negro) y coihue (blanco) por tratamiento y error estándar. Luz: 100 % (LA), 28 % (LM) y 8 % (LB) en relación con cielo abierto. Humedad edáfica: 100-65 % en relación a capacidad de campo (CC) y sin riego (ES). Medias con letras en común no son significativamente diferentes ($p > 0,05$).

5.5.2. Ensayo 2

5.5.2.1. Caracterización morfológica de los plantines

En el Ensayo 2 las plantas de ambas especies también presentaron distintas dimensiones iniciales (Tabla 5.4), con excepción del volumen.

Tabla 5.4. Caracteres morfológicos promedio y error estándar al inicio del Ensayo 2 (n = 10 por especie). Especies: ciprés y coihue. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0.05).

Parámetro	*Ciprés*	*Coihue*
Diámetro de cuello (mm)	3.6 (0.1) *a*	3.0 (0.1) *b*
Altura (cm)	13.1 (0.5) *b*	22.5 (1.5) *a*
Volumen (cm^3)	0.6 (0.03) *a*	0.7 (0.1) *a*
Peso seco aéreo (g)	1.6 (0.2) *a*	1.1 (0.1) *b*
Peso seco radical (g)	1.6 (0.1) *a*	0.8 (0.1) *b*

5.5.2.2. Condiciones ambientales de crecimiento

La estación de crecimiento 2015-2016 fue cálida y seca. La temperatura máxima, media y mínima de la temporada fueron de 22,7 °C, 14 °C, y 8,6 °C, respectivamente. Estos valores fueron 2,5 °C, 0,5 °C y 2,2 °C mayores que los respectivos valores históricos. La precipitación acumulada en el período fue 39,6% menor que el promedio histórico (52,5 vs 87 mm), sin bien la precipitación en febrero fue mayor que la histórica (47,5 vs 17,9 mm).

Las temperaturas diarias de aire tomadas en los distintos niveles de luz (en períodos de 30 minutos) durante la primera temporada muestran registros muy altos, llegando a los 45 °C de máxima en las semanas 6 y 8 (Figura 5.8). Las temperaturas máximas del aire en las distintas coberturas se mantuvieron gran parte de los días por encima de los 30 °C desde la semana 1 hasta la 14. Se registraron temperaturas diarias mínimas por debajo de 0 °C a partir de la semana 14 hasta el final de esa temporada del ensayo.

La estación de crecimiento 2016-2017 fue relativamente fresca y húmeda. La temperatura máxima, media y mínima de la temporada fue de 17,3 °C, 12,3 °C, y 5,2 °C, respectivamente. Estas temperaturas fueron 2,9 °C, 1,1 °C y 1,2 °C menores que los respectivos valores históricos. La precipitación acumulada en el período fue 14,9 % mayor que el promedio histórico (100 vs 87 mm).

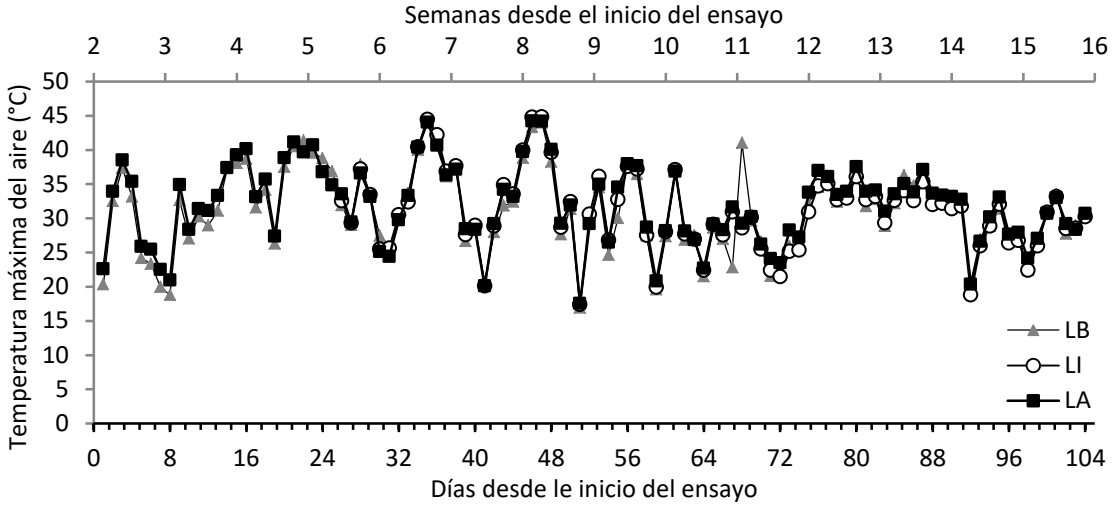


Figura 5.8. Temperatura máxima del aire durante la primera temporada del Ensayo 2 (diciembre-marzo de 2015-2016) para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto.

5.5.2.3. Supervivencia

La supervivencia durante y al final de la primera temporada de crecimiento fue similar para los distintos tratamientos y especies (Figura 5.9). No se detectaron efectos de ninguna de las interacciones entre los factores ni de los factores evaluados individualmente (luz, humedad, especie y tiempo). La supervivencia al final de la primera temporada fue 98 % para el ciprés y 94 % para el coihue (n = 180 por especie).

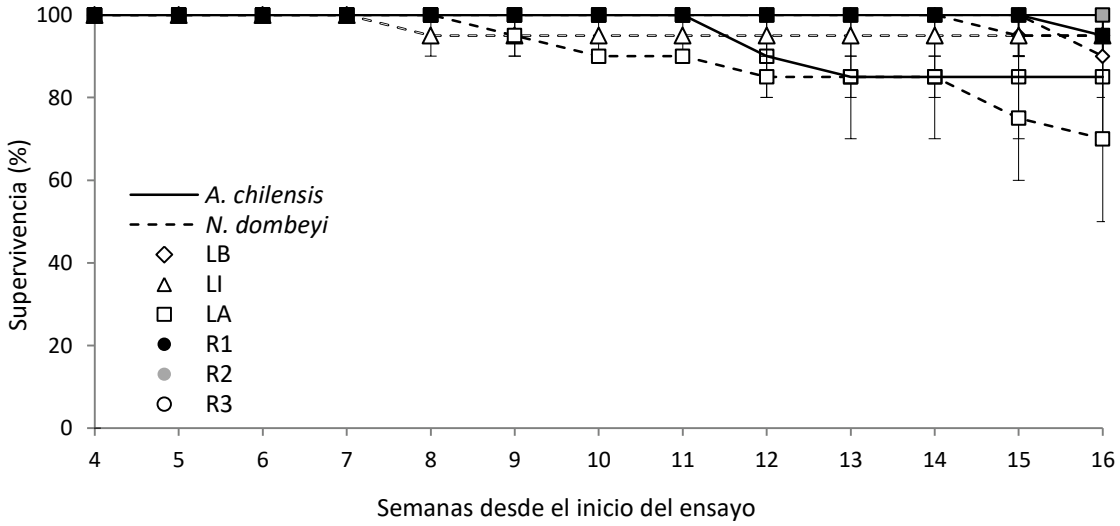


Figura 5.9. Supervivencia (%) de plantines de coihue (*N. dombeyi*) y ciprés (*A. chilensis*) durante la primer temporada del Ensayo 2 por tratamiento. Luz: 95 % (LA), 46 % (LI), y 9 % (LB) en relación con cielo abierto. Humedad de suelo: % en relación a capacidad de campo 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3).

Durante toda la segunda temporada de crecimiento la supervivencia estuvo afectada por las interacciones especie-tiempo (p = 0,019) y especie-humedad (p = 0,005). La supervivencia de coihue y ciprés fue similar hasta la semana 11, luego la de ciprés fue mayor que la de coihue

(Figura 5.10). La supervivencia del coihue con la humedad R3 fue menor que el de coihue en los demás niveles de humedad y que ciprés en todos los niveles de humedad.

Al final del ensayo la supervivencia de las especies mantuvo la misma tendencia (p = 0,015) con un promedio de 94 % para ciprés y 71 % para coihue, respectivamente. No se detectaron efectos significativos de la luz, de la humedad, ni de ninguna de las interacciones al final del ensayo.

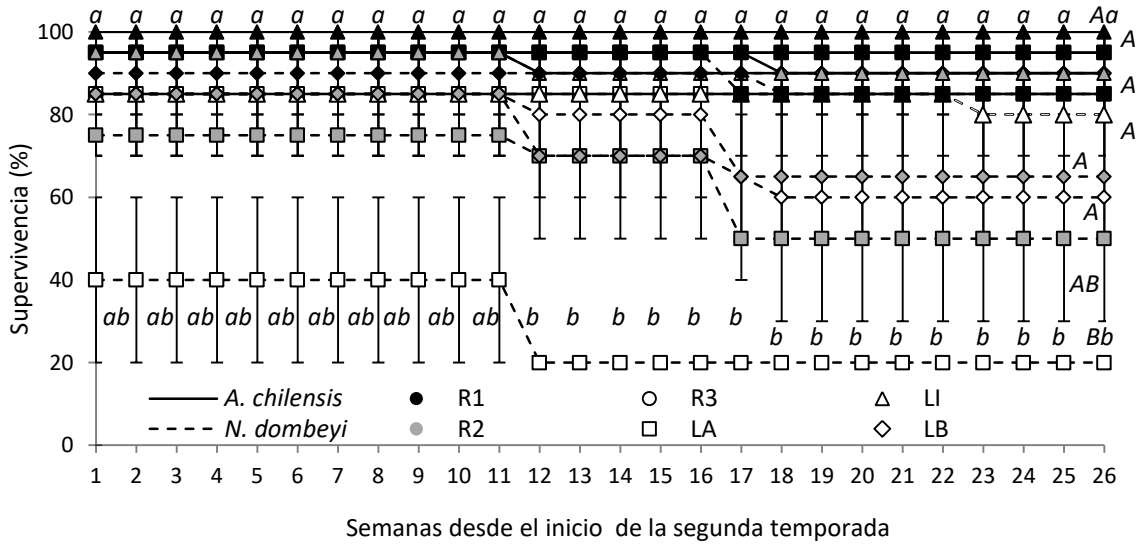


Figura 5.10. Supervivencia (%) de plantines de coihue (*N. dombeyi*) y ciprés (*A. chilensis*) durante la segunda temporada del Ensayo 2 por tratamiento. Luz: 95 % (LA), 46 % (LI), y 9 % (LB) en relación con cielo abierto. Humedad de suelo: % en relación a capacidad de campo 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3). Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05): minuscula indica el efecto de la interacción especie-tiempo y mayuscula el efecto de la interacción especie-humedad (solo se indican al final de la temporada porque no hay variación en el tiempo).

5.5.2.4. Crecimiento inicial

Durante la primera temporada los incrementos absoluto y relativo en DAC fueron afectados por la luz, la especie y la humedad (Tabla 5.5). Coihue tuvo incrementos mayores a ciprés en todas los niveles de luz, con un promedio de 1,6 mm ($_s$ = 0,1) versus 0,8 mm ($_s$ = 0,03), respectivamente. En las dos especies el incremento en DAC fue significativamente mayor en la luz alta e intermedia (Figura 5.11 A, B). El incremento absoluto promedio para la luz alta, intermedia y baja fue 1,1 mm ($_s$ = 0,1), 0,9 mm ($_s$ = 0,04) y 0,2 mm ($_s$ = 0,02) para el ciprés, y de 2,0 mm ($_s$ = 0,1), 2,2 mm ($_s$ = 0,1) y 0,7 mm ($_s$ = 0,05) para el coihue.

En ambas especies el incremento en DAC de los niveles de humedad R1 y R2 fueron superiores que en R3 (Tabla 5.5), tanto en términos absolutos como relativos (Figura 5.11 A, B). El incremento absoluto para R1, R2 y R3 fue 1,2 mm ($_s$ = 0,1), 1,4 mm ($_s$ = 0,1) y 0,9 mm ($_s$ = 0,1), mientras que el incremento relativo fue 45 % ($_s$ = 3), 49 % ($_s$ = 3) y 32 % ($_s$ = 3), respectivamente.

Tabla 5.5. P-valores corregidos con Bonferroni de los efectos de diferentes niveles de luz y humedad edáfica sobre el incremento absoluto (IA) y relativo (IR) en diámetro de cuello, altura y volumen de ciprés y coihue al final de la primera temporada del Ensayo 2 y número de muestras (n). Luz: % en relación con cielo abierto, 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB). Humedad edáfica: % en relación a la capacidad de campo 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3). Ac: ciprés. Nd: coihue.*analizado con modelos generalizados mixtos

	Diámetro de cuello		*Altura*		*Volumen*	
Factor	*IA (mm)*	*IR (%)*	*IA (cm)*	*IR (%)**	*IA (cm^3)**	*IR (%)*
Especie			**<0,0001**	**<0,0001**	**<0,0001**	**<0,0001**
Luz			**0,033**		**<0,0001**	**<0,0001**
LA vs LI			**0,009**		**0,007**	>0,9999
LA vs LB			>0,9999		**<0,0001**	**<0,0001**
LI vs LB			**0,008**		**<0,0001**	**<0,0001**
Humedad edáfica	**0,004**	**0,006**	>0,9999		**<0,0001**	0,082
R1 vs R2	0,303	0,694			**0,011**	
R1 vs R3	**0,005**	**0,005**			**0,003**	
R2 vs R3	**0,0005**	**0,001**			**<0,0001**	
Luz X especie	**0,039**	**0,028**	>0,9999	0,210	**0,206**	0,723
Ac LA vs LI	0,552	0,235				
Ac LA vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**				
Ac LI vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**				
Nd LA vs LI	0,790	>0,9999				
Nd LA vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**				
Nd LI vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**				
LA Ac vs Nd	**<0,0001**	**<0,0001**				
LI Ac vs Nd	**<0,0001**	**<0,0001**				
LB Ac vs Nd	**<0,0001**	**<0,0001**				
Luz X Humedad edáfica	>0,9999	>0,9999	>0,9999	**0,002**	0,309	>0,9999
LA R1 vs R2				>0,9999		
LA R3 vs R2				0,058		
LA R3 vs R1				0,422		
LI R1 vs R2 vs R3				>0,9999		
LB R1 vs R2 vs R3				>0,188		
R1 LI vs LB				0,051		
R1 LA vs LB				**<0,0001**		
R1 LA vs LI				0,106		
R2 LI vs LB				0,116		
R2 LA vs LB				**<0,0001**		
R2 LA vs LI				>0,9999		
R3 LI vs LB				>0,9999		
R3 LA vs LB				**<0,0001**		
R3 LA vs LI				**0,002**		
Humedad edáfica X Especie	>0,9999	>0,9999	>0,9999	0,535	0,595	>0,9999
Luz X Especie X Humedad	>0,9999	>0,9999	>0,9999	0,362	0,958	>0,9999

Número de muestras	*Ciprés*									*Coihue*								
	LB			*LI*			*LA*			*LB*			*LI*			*LA*		
	R1	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*
Diámetro	*20*	*19*	*19*	*20*	*20*	*19*	*19*	*20*	*17*	*20*	*19*	*18*	*20*	*20*	*19*	*20*	*20*	*14*
Altura	*20*	*20*	*17*	*20*	*20*	*20*	*19*	*20*	*16*	*20*	*19*	*18*	*20*	*20*	*19*	*20*	*19*	*13*
Volumen	*20*	*19*	*17*	*20*	*20*	*19*	*19*	*20*	*16*	*20*	*19*	*18*	*20*	*20*	*19*	*20*	*19*	*13*

Para el incremento absoluto en altura ninguna de las interacciones resultaron significativas, pero si lo fueron los efectos de la luz y la especie (Tabla 5.5). El incremento relativo en altura estuvo afectado por la interacción humedad-luz y por la especie. El incremento absoluto en altura fue significativamente mayor en la condición de luz intermedia (8,1 cm, $_s$ = 0,7), respecto a la de luz baja (4,9 cm, $_s$ = 0,5) y alta (4,7 cm, $_s$ = 0,5). Ambos incrementos fueron significativamente mayores en el coihue que en el ciprés (Figura 5.11 C, D). El incremento relativo en altura de plantas de la luz alta y baja fue significativamente diferente en plantas con todos niveles de humedad, mientras que los incrementos relativos de las plantas de la luz alta e intermedia fueron diferentes en el nivel de humedad R3. Los incrementos absoluto y relativo fueron de 9,9 cm ($_s$ = 0,5) y 49 % ($_s$ = 4) para el coihue versus 2,1 cm ($_s$ = 0,2) y 16 % ($_s$ = 1,2) para el ciprés.

El incremento absoluto en volumen fue afectado por la luz, la especie y la humedad (Tabla 5.5, Figura 5.11). Para el incremento relativo en volumen se registraron diferencias significativas entre especies y niveles de luz. Ambos incrementos fueron superiores en coihue respecto de ciprés, con valores absolutos y relativos respectivamente de 5,3 cm^3 ($_s$ = 0,3) y 332 % ($_s$ = 22) para el coihue, y de 1,3 cm^3 ($_s$ = 0,1) y 84 % ($_s$ = 5) para el ciprés (Figura 5.11 E, F). Respecto a la luz, el incremento absoluto en volumen fue distinto en los tres niveles, mayor en LI (4,9 cm^3, $_s$ = 0,4), seguido por LA (3,6 cm^3, $_s$ = 0,3) y menor en LB (1,4 cm^3, $_s$ = 0,1).Respecto a la humedad el incremento absoluto en volumen fue distinto en los tres niveles, mayor en R2 (4,1 cm^3, $_s$ = 0,4), seguido por R1 (3,3 cm^3, $_s$ = 0,3) y menor en R3 (2,5 cm^3, $_s$ = 0,3). . El incremento relativo en volumen fue menor en la luz baja respecto de las otras dos, 83 % ($_s$ = 8) en LB, 288 % ($_s$ = 26) en LI y 252 % ($_s$ = 23) en LA.

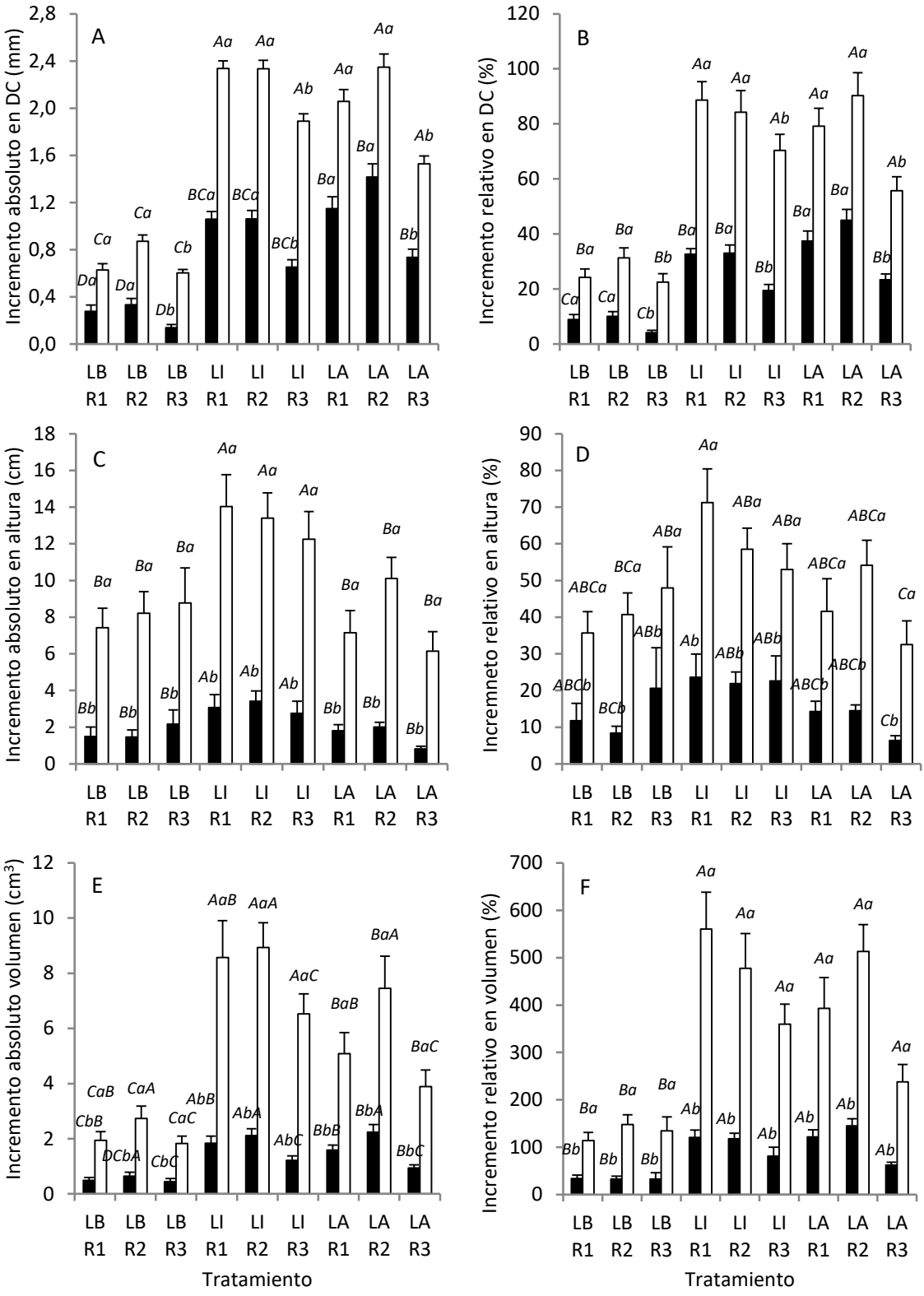


Figura 5.11. Incremento absoluto (derecha) y relativo (izquierda) en diámetro de cuello (DC), altura y volumen al final de la primera temporada del Ensayo 2 para ciprés (negro) y coihue (blanco) por tratamiento y error estándar. Luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto. Humedad edáfica: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo. Medias con letras en común no presentaron diferencias significativas ($p \leq 0,05$): en IA e IR en diámetro de cuello (DC), mayúscula corresponde al efecto de la interacción Luz X Especie y minúscula al efecto de la humedad edáfica; en IA en altura e IR en volumen, mayúscula corresponde al efecto de la luz y minúscula al efecto de la especie; en IR

en altura, mayúscula corresponde a la interacción luz X especie y la minúscula el efecto de la especie; en IA en volumen, primera mayúscula indica el efecto de la luz, la minúscula el efecto de la especie y la segunda mayúscula el efecto de la humedad.

Al final de la segunda temporada del Ensayo 2 se detectaron efectos de la interacción entre la luz y la especie en el incremento en DAC y en volumen y en el incremento relativo en altura (Tabla 5.6). Para el incremento en DAC se observaron diferencias significativas al comparar los tratamientos de luz dentro de cada especie en la mayoría de los casos, y entre las especies dentro de los tratamientos de luz. Los mayores incrementos en DAC se produjeron en el coihue y en los niveles de luz intermedia y alta (Figura 5.12). En el incremento en volumen se observaron resultados similares (Tabla 5.6), siendo mayor el incremento en el coihue y en el nivel de luz intermedia en términos absolutos, y en el nivel de luz intermedia y alta en términos relativos (Figura 5.12). Respecto al incremento en altura en términos absolutos sólo hubo un efecto de la especie y coihue creció más que ciprés en todos los tratamientos. En términos relativos el coihue creció más altura que el ciprés en los niveles de luz intermedia y alta, pero creció de manera similar en todos los tratamientos, mientras que ciprés creció menos en la luz alta.

La humedad edáfica no mostró efectos sobre ninguno de los parámetros medidos (Tabla 5.6). El incremento en altura sólo estuvo afectado por la especie, siendo mayor en el coihue, el cual presentó un incremento absoluto acumulado de 15,8 cm ($_s$ = 0,7) y un incremento relativo acumulado de 79,0 % ($_s$ = 3,9) vs 6,0 cm ($_s$ = 0,4) y 45,2 % ($_s$ = 3,4) del ciprés (Figura 5.10). Fotografias de las plantas al final del Ensayo 2 se muestran en la Figuras 5.12 y 5.13.

Tabla 5.6. P-valores corregidos con Bonferroni de los efectos de diferentes niveles de luz y humedad edáfica sobre el incremento absoluto (IA) y relativo (IR) en diámetro de cuello, altura y volumen de ciprés y coihue al final del Ensayo 2 (2 temporadas de crecimiento) y número de muestras (n). Luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto. Humedad edáfica: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a la capacidad de campo. Ac: ciprés. Nd: coihue. *analizado con modelos generalizados mixtos

	Diámetro de cuello		*Altura*		*Volumen*	
Factor	*IA (mm)*	*IR (%)*	*IA (cm)*	*IR (%)**	*IA (cm^3)*	*IR (%)*
Especie			**<0,0001**			
Luz			0,107			
LA vs LI						
LA vs LB						
LI vs LB						
Humedad edáfica	0,102	0,294	>0,9999	0,841	>0,9999	>0,9999
R1 vs R2						
R1 vs R3						
R2 vs R3						
Luz X especie	**0,0002**	**0,0001**	0,280	**0,007**	**<0,0001**	**0,048**
Ac LA vs LI	>0,9999	0,167		**0,001**	>0,9999	>0,9999
Ac LA vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**		**<0,0001**	**0,0128**	**0,002**
Ac LI vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**		>0,9999	**<0,0001**	**0,001**
Nd LA vs LI	**0,055**	0,855		>0,9999	**<0,0001**	0,182
Nd LA vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**		>0,9999	0,061	**0,0005**
Nd LI vs LB	**<0,0001**	**<0,0001**		>0,9999	**<0,0001**	**<0,0001**
LA Ac vs Nd	**<0,0001**	**<0,0001**		**<0,0001**	**0,001**	**0,0002**
LI Ac vs Nd	**<0,0001**	**<0,0001**		**<0,0001**	**<0,0001**	**<0,0001**
LB Ac vs Nd	**<0,0001**	**<0,0001**		0,322	**0,003**	**<0,0001**
Luz X Humedad edáfica	>0,9999	>0,9999	>0,9999	0,784	>0,9999	>0,9999
Humedad edáfica X Especie	>0,9999	>0,9999	0,188	0,056	0,537	>0,9999
Luz X Especie X Humedad	0,543	>0,9999	>0,9999	0,335	>0,9999	>0,9999

Número de muestras	*Ciprés*									*Coihue*								
	LB			*LI*			*LA*			*LB*			*LI*			*LA*		
	R1	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*	*R1*	*R2*	*R3*
Diámetro	*19*	*18*	*17*	*20*	*20*	*20*	*19*	*19*	*17*	*17*	*13*	*12*	*20*	*18*	*16*	*17*	*10*	*4*
Altura	*19*	*18*	*18*	*20*	*20*	*20*	*19*	*19*	*17*	*17*	*13*	*12*	*20*	*18*	*16*	*17*	*10*	*4*
Volumen	*19*	*18*	*17*	*20*	*20*	*20*	*19*	*19*	*17*	*17*	*13*	*12*	*20*	*18*	*16*	*17*	*10*	*4*

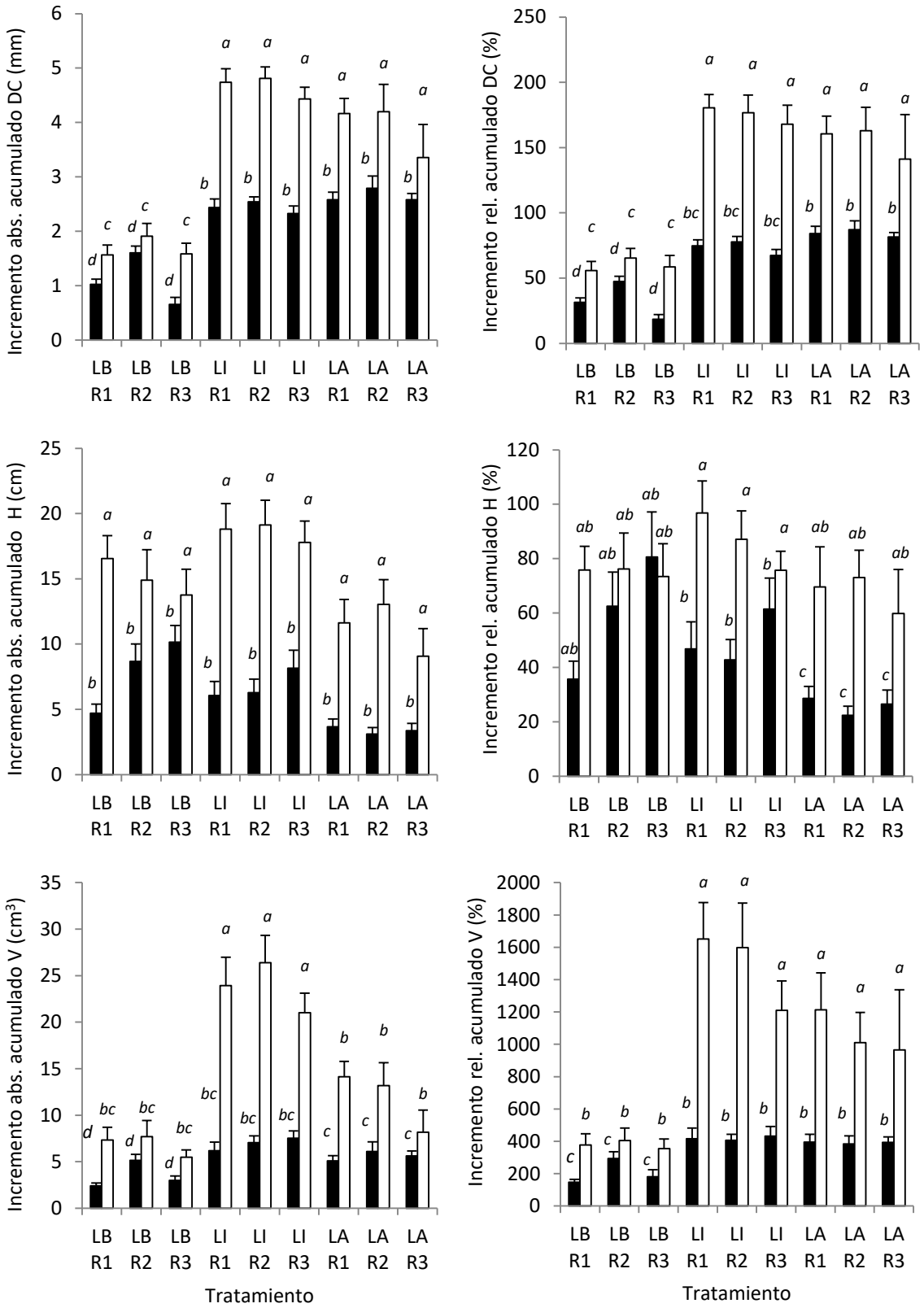


Figura 5.12. Incremento absoluto (derecha) y relativo (izquierda) en diámetro de cuello (DC), altura (H) y volumen (V) acumulado durante el Ensayo 2 para ciprés (negro) y coihue (blanco) por tratamiento y error estándar. Luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación a cielo abierto. Humedad edáfica: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación con capacidad de campo. Medias con letras en común no presentaron diferencias significativas (p > 0,05).

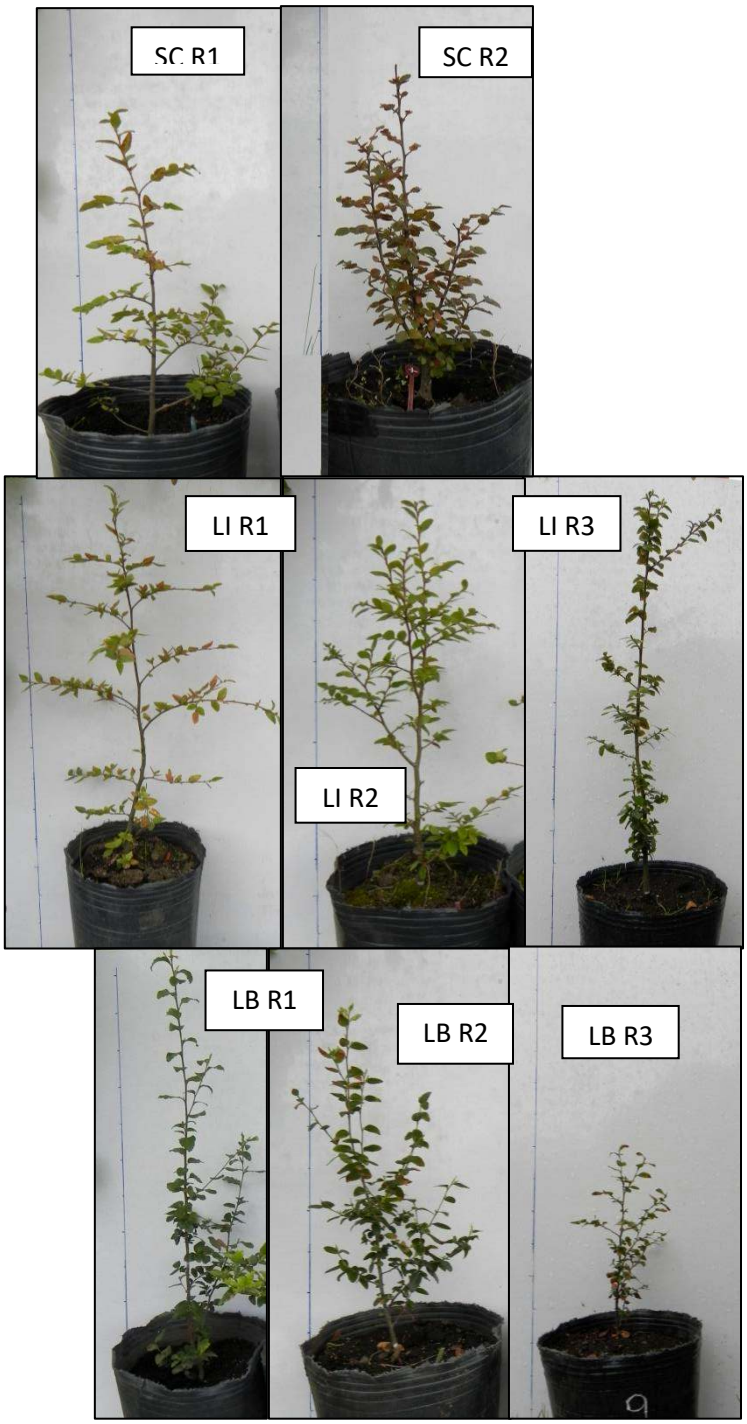


Figura 5.12. Plantas de coihue al final del Ensayo 2 para los distintos tratamientos. Las marcas de graduación corresponder a 5 cm.

.

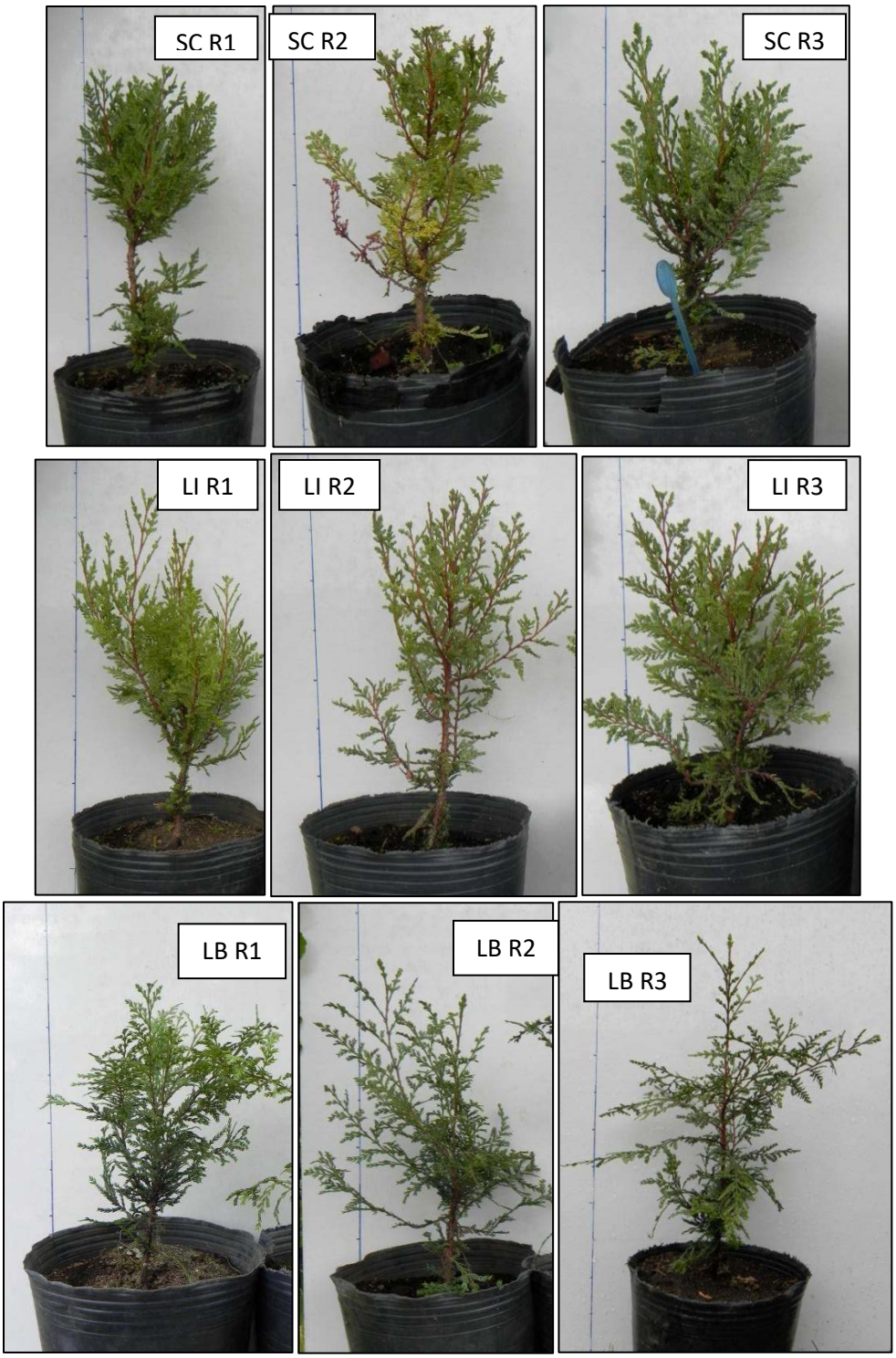


Figura 5.13. Plantas de ciprés al final del Ensayo 2 para los distintos tratamientos. Las marcas de graduación corresponder a 5 cm.

5.5.2.5. Caracteres funcionales

La caracterización de los plantines al final del Ensayo 2 arrojó resultados variables para cada parámetro respecto al comportamiento de las especies en cada tratamiento. El n de todos los caracteres funcionales analizados para todas las combinaciones de luz, humedad y especie fue de

6, con excepción de en el coihue creciendo en luz alta con humedad R3, que fue de 4 para todos los caracteres, y de coihue creciendo en luz intermedia con humedad R1 en el peso seco de la raíz inferior gruesa, que fue de 5.

Los pesos secos total, de raíz y aéreo de las plantas mostraron el efecto de la especie y de la luz. Ciprés mostró mayor peso seco total que coihue, así como también mayor peso aéreo y mayor peso de raíces (Figura 5.14). Respecto a la luz, los mayores pesos secos tanto aéreos como radicales tuvieron lugar bajo el nivel de luz intermedio (LI).

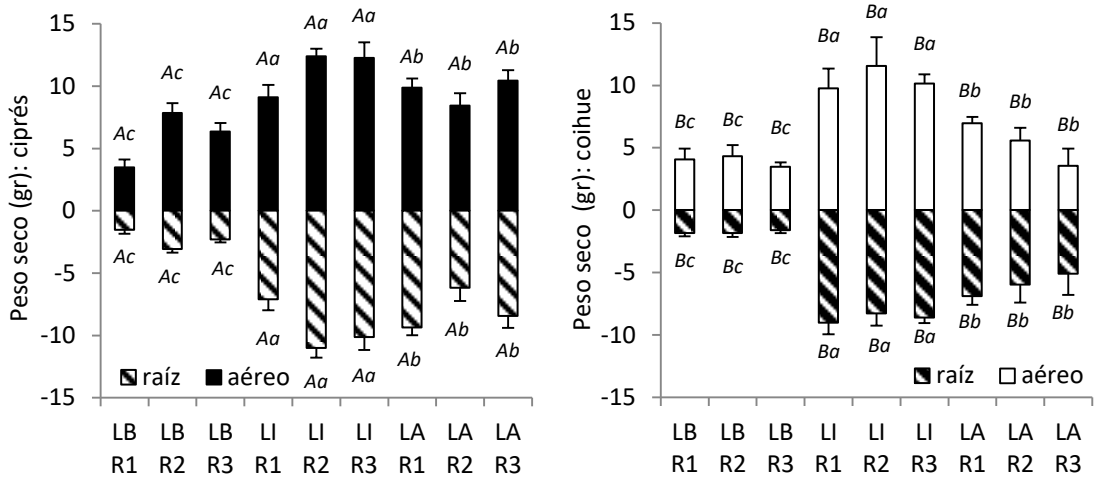


Figura 5.14. Peso seco (gr) de raíz (rayas diagonales) y aéreo (relleno completo) para ciprés (izquierda) y coihue (derecha) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05): mayusculas corresponden a la especie, minusculas corresponden a los niveles de luz.

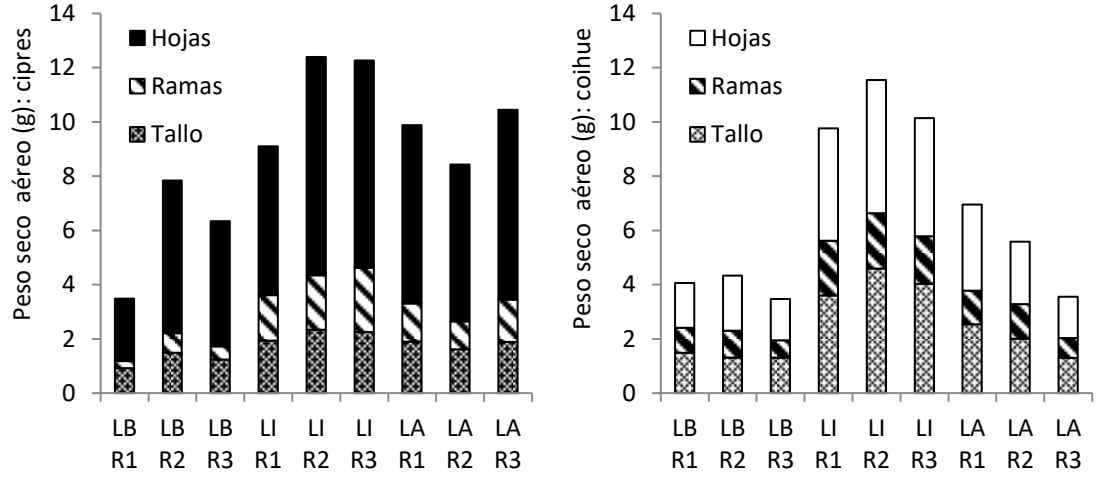


Figura 5.15. Peso seco aéreo (g) particionado en hojas, ramas y tallo para ciprés (izquierda) y coihue (derecha) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo.

Del peso seco aéreo se desprende que el ciprés destina mayor biomasa a las hojas respecto de coihue, para el cual la proporción del peso seco entre hojas y tallo es similar (Figura 5.15).

El peso seco de la raíz superior se distribuye de manera similar en raíces finas y gruesas para el ciprés y para el coihue en el nivel de luz baja, mientras que en el coihue bajo luz intermedia y alta existe mayor proporción de raíces gruesas (Figura 5.16). Ambas especies muestran menor peso seco de raíz superior en el nivel de luz baja.

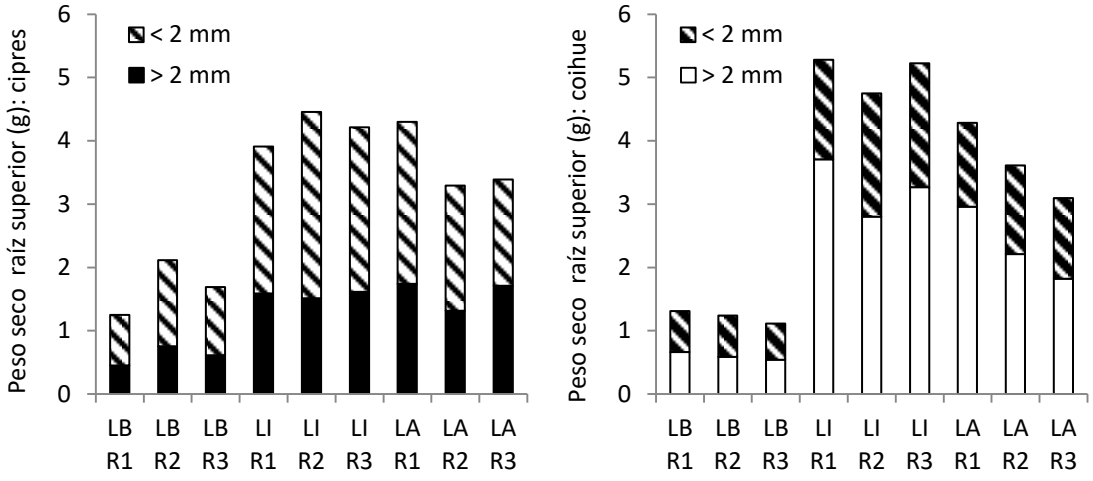


Figura 5.16. Peso seco de los primeros 10 cm de la raíz (g) particionado en raíces finas (<2 mm) y gruesas (>2 mm) ciprés (izquierda) y coihue (derecha) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo.

El peso seco de la raíz inferior se compone principalmente por el peso de raíces finas en ambas especies (Figura 5.17). En el ciprés se observó una gran producción de raíces finas en el nivel de humedad menos favorable (R3) en plantas creciendo bajo los niveles de luz intermedia y alta, mientras que en el nivel de luz baja la producción de raíces a más de 10 cm de profundidad fue nula. En el coihue dicha producción de raíces fue prácticamente nula en plantas del nivel de baja luz, mientras que el nivel de humedad no parece tener un efecto importante.

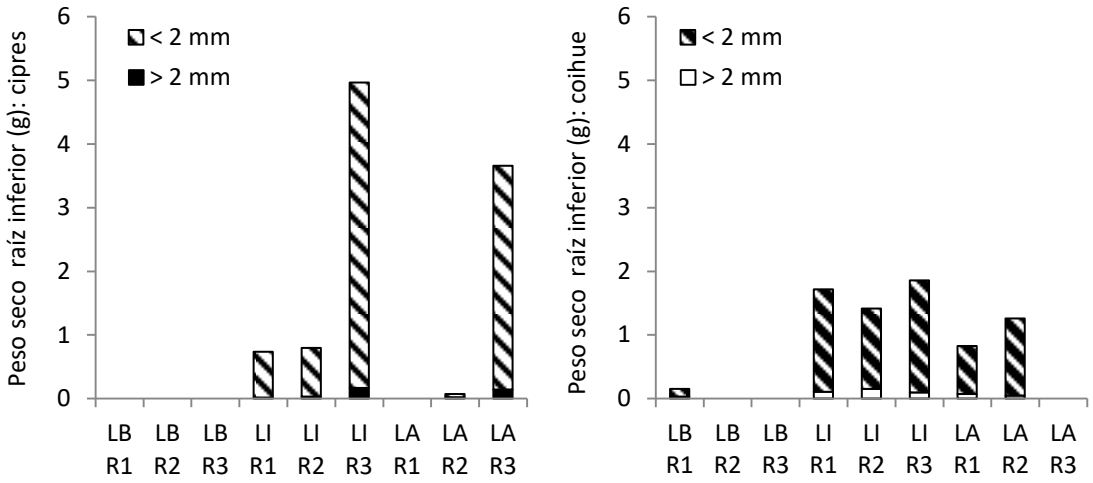


Figura 5.17. Peso seco a más de 10 cm de profundidad de la raíz (gr) particionado en raíces finas (<2 mm) y gruesas (>2 mm) ciprés (izquierda) y coihue (derecha) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo.

El área foliar de los plantines al final del Ensayo 2 fue similar entre los distintos niveles de luz y de humedad para ambas especies (Figura 5.18). Sólo se observaron diferencias significativas entre las especies (p>0,0001), siendo ciprés el que mostró mayor área foliar.

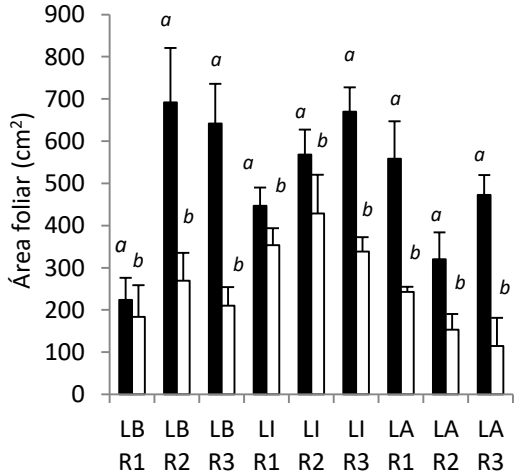


Figura 5.18. Área foliar (cm^2) para ciprés (negro) y coihue (blanco) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05).

El espesor de la hoja mostró el efecto de la interacción especie-la luz y la especie (p = 0,036; Figura 5.13). El ciprés mostró mayor espesor que coihue en la mayoría de los tratamientos, con un promedio de 0,33 vs 0,22 mm. Mayores niveles de luz tienden a generar mayor espesor de hoja, mientras que una baja humedad tiende a generar menor espesor.

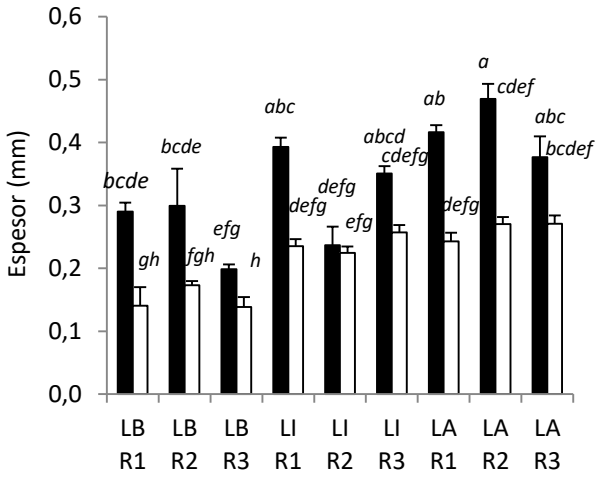


Figura 5.13. Espesor de hoja (mm) para ciprés (negro) y coihue (blanco) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

La razón de área foliar/área de albura al cuello de los plantines al final del Ensayo 2 estuvo afectada por la interacción luz-humedad (p = 0,019) y por la especie (p < 0, 0001, Figura 5.19). El ciprés mostró mayor razón que coihue. La razón se diferenció entre la luz baja y la luz alta en los niveles R3 y R2.

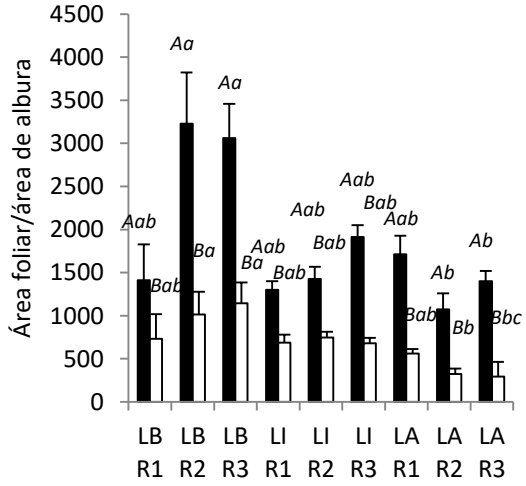


Figura 5.19. Razón área foliar/área de albura en el cuello para ciprés (negro) y coihue (blanco) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05):mayúscula corresponde al efecto de la especie y minúscula corresponde al efecto de la interaccion luz-humedad.

El área foliar específica de los plantines al final del Ensayo 2 mostró el efecto de la interacción luz-humedad (p = 0,004) y de la especie (p = 0,022), Figura 5.20). Las plantas del nivel de luz baja

mostraron la mayor área foliar específica, mientras que las de los niveles intermedia y alta fueron similares.

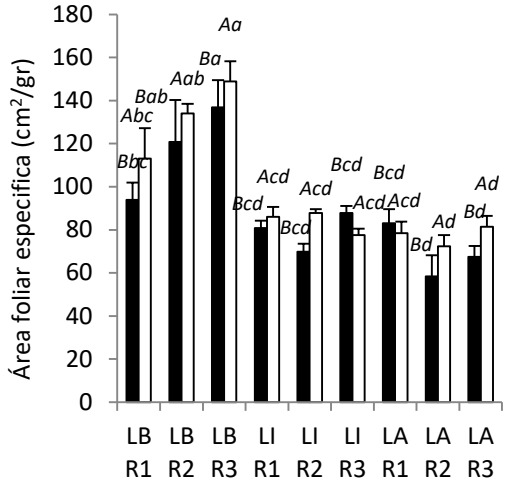


Figura 5.20. Área foliar específica para ciprés (negro) y coihue (blanco) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de campo. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05): la mayúscula corresponde al efecto de la especie y la misnucula a la interaccion luz-humedad

La eficiencia de crecimiento (peso seco/área foliar) de los plantines al final del Ensayo 2 mostró estar afectada por la interacción luz-humedad (<0,0001) y por la interacción humedad-especie (0,0007, Figura 5.21). Las plantas de la luz alta con humedad R2 y R3 y de la luz baja con humedad R1 fueron las que mostraron mayor eficiencia, la cual fue significativamente diferente de la de las plantas de la luz baja y nivel R2. El coihue fue el que mostró mayor eficiencia y no se diferenciaron las eficiencias de cada especie entre los niveles de humedad.

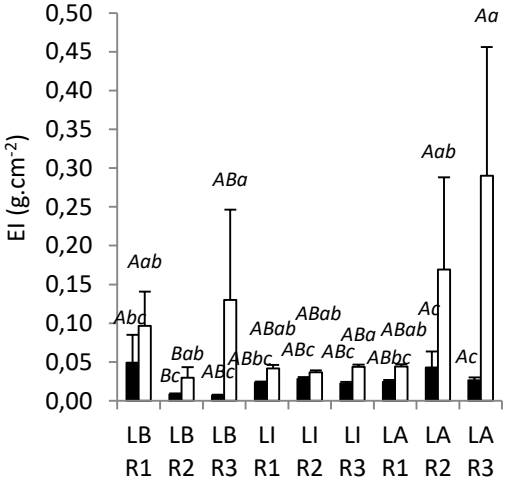


Figura 5.21. Eficiencia de crecimiento (EI, $g.cm^{-2}$) para plantas de ciprés (negro) y coihue (blanco) al final de la segunda temporada del Ensayo 2 para los niveles de luz: 95 % (LA), 46 % (LI) y 9 % (LB) en relación con cielo abierto; y de humedad de suelo: 80-100 % (R1), 50-70 % (R2) y 20-40 % (R3) en relación a capacidad de

campo. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05): la mayuscula indica la interacción luz-humedad y la minuscula la interacción especie-humedad.

5.6. DISCUSIÓN

Los resultados del presente estudio muestran que en condiciones semi-controladas en vivero la humedad edáfica y la luz afectan el comportamiento de coihue y ciprés de manera similar. La disminución de la humedad edáfica durante la estación de crecimiento, determina el proceso de mortalidad, mientras que la luz en cambio, controla principalmente el crecimiento.

5.5.1. Efectos de la luz, la humedad edáfica y la especie sobre la supervivencia de los plantines

Durante el primer ensayo, la baja humedad edáfica y altas temperaturas impuestas estresaron a los plantines de ambas especies, reduciendo sus tasas de crecimiento y produciendo alta mortalidad al final de la temporada de crecimiento. Existió, sin embargo, una diferencia significativa respecto al tiempo desde iniciado el ensayo, en el que los plantines de ambas especies empezaron a morir. Mientras los plantines de coihue comenzaron a morir en la quinta semana, los de ciprés lo hicieron partir de la séptima (Figura 5.3). Este comportamiento puede estar relacionado a diferencias en los mecanismos eco-fisiológicos de las dos especies. Para evitar el estrés, el ciprés cierra sus estomas en respuesta a altas demandas evaporativas (Gyenge et al. 2007), lo que permite que la planta conserve algo de agua en sus tejidos. Sin embargo, como ha sido indicado para diversas especies, esta estrategia presenta el riesgo de foto-inhibición o daño celular debido al sobrecalentamiento en días de alta temperatura (Gyenge et al. 2007). Bajo condiciones similares de baja humedad de suelo y alta demanda evaporativa, el coihue no muestra la misma estrategia (Scholz et al. 2014), incrementando por el contrario, la conductancia estomática (Read y Hill 1985, Zúñiga et al. 2006, Jiménez-Castillo et al. 2011). La alta vulnerabilidad a la cavitación de las hojas de coihue, resulta en su deshidratación, seguido por abscisión cuando el potencial hídrico declina debido al déficit hídrico, lo que puede conducir al hambre de carbono (*carbon starvation*) (Scholz et al. 2014). Asimismo, las altas temperaturas del suelo alcanzadas sin cobertura, pueden haber sido responsables de la mortalidad por sobrecalentamiento al nivel del cuello de los plantines. Este mecanismo ha sido reportado para ciprés (Gyenge et al. 2007) y otras especies (Kolb y Robberecht 1996).

En condiciones de déficit hídrico, el umbral de humedad edáfica que permitió que las plantas sobrevivan varió en función de la luz recibida (Figura 5.3). Plantas creciendo con menor luminosidad pueden soportar un nivel de humedad edáfica menor que aquellas expuestas a más luz. Existen antecedentes que indican que la sombra puede generar una mejora en las condiciones

hídricas de los individuos, al reducir las diferencias de presión de vapor entre los plantines y el aire que los rodea (Geiger 1965, Larcher 1983, Callaway 2007).

La alta mortalidad de las dos especies en el Ensayo 1, contrasta fuertemente con la del Ensayo 2. Durante la primera temporada del segundo ensayo, la supervivencia fue mayor al 70 %, siendo los tratamientos con menor humedad de suelo los que tuvieron mayor mortalidad (Figura 5.7). Por otra parte, durante el invierno también se registró mortalidad de coihue, que puede atribuirse al efecto de las fuertes heladas registradas en el Ensayo 2. La sensibilidad de coihue frente a las heladas, ya había sido reportada por Soto et al. (2009) y Donoso et al. (2013). Algunas de las plantas dañadas por las heladas murieron inmediatamente, otras lograron sobrevivir algún tiempo y, las que presentaron menor daño, pudieron recuperarse.

Los diferentes tratamientos de humedad edáfica y de luz afectan la supervivencia y crecimiento del ciprés y del coihue de manera similar. Para ambas especies, un descenso de la humedad del suelo durante la estación de crecimiento por debajo de aproximadamente el 8 % de contenido de agua (<20 % de la capacidad de campo), sería responsable de que se desencadene el proceso de mortalidad. Es razonable entonces, establecer el 8 % de contenido de agua en el suelo, como un umbral mínimo para propiciar la supervivencia de la mayoría de los plantines de ciprés y coihue.

La afinidad por la luz de ciprés y coihue, puede variar respecto al estado hídrico del suelo, como ha sido observado en otras especies (Valladares et al. 2004). La dificultad de coihue para regenerar bajo dosel cerrado ha sido atribuida a alta demanda de luz, pero los resultados de este estudio mostraron que puede sobrevivir con 8% de luminosidad, si la humedad del suelo no es limitante. Este valor de luz es levemente superior al 5 % identificado como umbral de supervivencia para el género *Nothofagus* en Chile (Grosse Werner 1988). Además, la supervivencia de las plantas de coihue a niveles de luz altos se vio restringida cuando el déficit hídrico fue extremo. En condiciones de humedad limitante y baja luminosidad, el ciprés muestra mayor supervivencia que el coihue, lo que coincide con lo mencionado por diversos autores, los cuales indican que es más tolerante a la sombra (Veblen y Lorenz 1987, Veblen 1989, Kitzberger et al. 2000).

La mayor susceptibilidad a la sequía del coihue, indicada por varios autores (Veblen et al. 1996, Suarez y Kitzberger 2008, Scholz et al. 2014), se corroboró en este estudio. Esto se observa en la mortalidad más temprana del coihue en comparación con el ciprés a igual disponibilidad de luz, cuando fueron sometidos a estrés hídrico. En estas condiciones (sitios o años muy secos) la supervivencia al final de la temporada fue mínima para ambas especies, en concordancia con lo observado por Rovere (2000) en ciprés, y Weinberger y Ramirez (2001) en coihue.

5.5.2. Efectos de la luz, la humedad edáfica y la especie sobre el crecimiento

Sin déficit hídrico, al final del primera temporada el crecimiento del coihue fue superior al del ciprés y esta tendencia se mantuvo durante el segundo año, coincidiendo con lo observado en otros trabajos para etapas tempranas de desarrollo (Pafundi et al. 2016, Loguercio 2005). Solo el incremento en DAC presentó resultados disimiles en ambos ensayos, lo que podría asociarse al tamaño inicial de los plantines. Cabe destacar que los incrementos de las dos especies en el Ensayo 1 fueron menores que los del Ensayo 2, pudiendo haber incidido las altas temperaturas que tuvieron lugar durante el Ensayo 1.

Cuando la humedad del suelo no fue limitante, la luz se convirtió en el factor determinante del crecimiento en ambas especies. Con baja luz, el incremento en diámetro y en volumen fue bajo. El incremento en altura es mayor en la luz intermedia, aunque cuando se evaluó el crecimiento de los dos años este último efecto tendió a desaparecer, asemejándose esta variable en las distintas coberturas. Las observaciones del primer año de crecimiento coinciden con lo reportado en condiciones semi-controladas por Letourneau (2006) para el ciprés y por Müller-Using y Schlegel (1980) para el coihue. Dicha tendencia fue citada en condiciones de campo para el ciprés por Gyenge et al. (2007) y Urretavizcaya y Defossé (2013), y para el coihue por Weinberg y Ramirez (2001) y Donoso et al. (2013). Sin embargo, los requerimientos de luz pueden variar durante los diferentes estadios de la ontogenia. Una vez que los plantines están establecidos, sus necesidades de protección del sotobosque o del dosel empiezan a disminuir y pueden tener mayores necesidades de luz para continuar desarrollándose hasta alcanzar el canopeo, como se sugirió en el Capítulo 4.

El efecto de la humedad edáfica sobre el crecimiento fue similar en ambas especies. Durante el primer año el incremento en diámetro y volumen fue menor en el nivel de humedad más bajo, pero no se observaron tendencias claras en el crecimiento en altura. Esto indica que la humedad edáfica puede ser un factor que influye sobre el crecimiento en altura sólo en el caso de déficit hídrico extremo. Además, los resultados sugieren que un nivel de humedad alto en forma permanente no es más beneficioso para el crecimiento de estas especies que niveles intermedios, en coincidencia con lo hallado para *Nothofagus pumilio* (Martínez Pastur et al. 2007, 2011). Esta limitación en el crecimiento de las plántulas podría explicarse considerando que el exceso de agua en el suelo produce una inadecuada aireación, afectando el desarrollo de las raíces, reduciendo también el crecimiento de los órganos aéreos (Sun et al. 1995, Martínez Pastur et al. 2011). Sin embargo, al tener en cuenta ambos años en el Ensayo 2, la humedad no tuvo efecto sobre el crecimiento en ninguna de las especies, probablemente porque los niveles de humedad utilizados (> 8%) son suficientes para alimentar el sistema radical ya desarrollado de las plantas, capaz de

aprovechar la humedad de todo el envase, y a la vez, el riego no resultaría excesivo debido a la mayor demanda de la parte aérea a medida que crece.

5.5.3. Efectos de la luz, la humedad edáfica y la especie sobre los caracteres funcionales

El área foliar específica fue mayor en el nivel de luz bajo en ambas especies. El desarrollo de mayores laminas foliares respecto al peso en entornos de baja luminosidad ha sido reportado en numerosos estudios (Witkowski y Lamont 1991, Pearcy y Sims 1994, Groom y Lamont 1997, Niinemets y Tenhunen 1997, Niinemets 1998, Niinemets y Kull 1998, Niinemets et al. 1998, Letourneau 2006). Un mayor peso por unidad de área foliar en ambientes luminosos permite la concentración de más compuestos fotosintéticos por unidad de área, y a su vez permite una menor autosombra dentro de la planta, permitiendo que las hojas tomen ventaja del mayor potencial fotosintético (Gutschick y Wiegel 1988, Niinemets 2001), lo que se traduce en mayor crecimiento. Ya que el área foliar específica es función del contenido de materia seca y el espesor de la hoja (Pérez-Harguindeguy et al. 2013), este mecanismo se asocia de igual manera al espesor de la hoja (Pieters 1974, De Lillis y Valletta 1985, Körner et al. 1989, Niinemets 1999, Niinemets 2001), lo que se corrobora en este estudio al observarse mayor espesor a mayor nivel de luz.

Se ha señalado también que el área foliar especifica difiere según la tolerancia a la sombra de las especies (Walters y Reich 1999, Niinemets y Kull 1994), pero en este caso no se encontraron diferencias significativas. Otro carácter asociado a la tolerancia a la sombra es el espesor de la hoja, que ha mostrado ser mayor para plantas tolerantes (Sack et al. 2003, Valladares et al. 2004). El ciprés con su mayor tolerancia respecto al coihue, muestra mayor espesor de hoja, como era esperado.

El área foliar que una especie produce por unidad de leño en un corte transversal es crucial para el transporte de agua (con efectos relacionados sobre la tasa fotosintética) (Pérez-Harguindeguy et al. 2013). El ciprés mostró una mayor razón que el coihue, por lo que en esta especie una misma unidad de tejido conductivo debe abastecer a mayor tejido fotosintético. Esto podría ponerlo en desventaja ante condiciones de déficit hídrico, pero ciprés también muestra mayor peso seco de raíces finas cuando crece en condiciones limitantes de agua, pero no de luz, por lo que este efecto podría ser atenuado si la luz es suficiente, captando más agua del suelo. En condiciones de baja luminosidad, la razón área foliar-área de albura en ambas especies, dado que en estas condiciones las especies tratan de compensar el efecto de la falta de luz desplegando mayor área foliar. Estos resultados coinciden con los informados por Letourmeau (2006) para ciprés en un experimento de sombreado. Sin una compensación con mayor biomasa de raíces, las plantas podrían quedar sometidas a estrés hídrico, sin embargo, la humedad no afectó ni el

crecimiento ni la supervivencia en ninguna de las dos especies, mostrando que los niveles mínimos de humedad aquí probados no comprometen la vitalidad de las plantas en el período estudiado.

Si bien la asignación de biomasa a las raíces puede ser altamente plástica a lo largo de gradientes de suministro de luz y agua (Pérez-Harguindeguy et al. 2013), ambas especies mostraron patrones similares para los niveles de humedad y sólo se destacaron diferencias en el nivel de luz baja, con una menor producción de raíces y menor proporción respecto a la biomasa total, ya que se asigna más biomasa a la parte aérea. Esta tendencia es similar a la observada por Letourneau (2006) en un experimento de sombreado con ciprés. Un nivel de luz intermedio parecería favorecer la producción de biomasa aérea y radical en ambas especies.

Si bien el ciprés mostró mayor peso seco total (parte aérea + parte radical) que el coihue, así como también mayor peso aéreo, mayor peso de raíces, y mayor biomasa y área foliar, también mostró ser menos eficiente, al dividir el peso seco por el área foliar. Dada la relativa mayor tolerancia de ciprés a la sombra y al estrés hídrico respecto de coihue, estos resultados estarían en acuerdo con el modelo propuesto por Smith y Houston (1989), para el cual la tolerancia a un estrés (falta de luz o agua) es alcanzada a cambio de una reducción de la capacidad máxima de crecimiento.

5.7. CONCLUSIONES

En las condiciones de humedad edáfica y de luz evaluadas en este estudio los resultados parecen apoyar, inicialmente, al modelo de efectos independientes, de manera similar a lo reportado para otras especies leñosas (Sack y Grubb 2002, Löf et al. 2005). Esto es así ya que no se observa efecto de la interacción entre los factores estudiados en la supervivencia y crecimiento al final de la temporada, con excepción del incremento relativo en altura de la primera temporada del Ensayo 2. Sin embargo, durante el aumento progresivo del déficit hídrico del Ensayo 1 se observa un efecto facilitador de la sombra en la supervivencia (Holmgren 2000), que luego desaparece al progresar el estrés hídrico de las plantas. Este efecto facilitador podría contradecir en cierta manera al modelo de efectos independientes. Las respuestas de las plantas de ambas especies durante la temporada muestran ciertos cambios desde el inicio hacia el final de los ensayos, en relación a los factores estudiados. Estos cambios constituyen una evidencia clara de las dificultades de encuadrar las respuestas de las plantas a los factores estudiados a uno y otro de los modelos estructurados propuestos que intentan explican el comportamiento de las plantas. En este estudio, la combinación de los modelos de “efectos independientes” y de “facilitación”

explica mejor el comportamiento de los plantines de ciprés y coihue bajo diferentes condiciones de luz y humedad.

La supervivencia del ciprés y del coihue está condicionada en primer lugar por la humedad edáfica y en segundo por la luz. Si la humedad edáfica es suficiente, ambas especies pueden tener alta supervivencia, incluso en niveles bajos de luz. Cuando la humedad es crítica la mayor tolerancia a la sombra y a la sequía del ciprés respecto del coihue se pone de manifiesto con una supervivencia mayor aunque, si las condiciones de déficit hídrico permanecen, estas diferencias pueden desaparecer. Los resultados sugieren que sería la falta de humedad y no la falta de luz el condicionante principal para la supervivencia y desarrollo del coihue bajo altas coberturas.

El coihue crece notablemente más que el ciprés desde el estadio de plantín en todos los tratamientos evaluados. Tanto el coihue como el ciprés pueden ver afectado su crecimiento por el efecto de la luz y de la humedad edáfica, sin interacción entre ambos factores. Sin embargo, el efecto de la humedad tiende a desaparecer hacia la segunda temporada mientras esta se mantenga por encima del 8%. Ambas especies presentan mejores crecimientos en los niveles intermedios y altos de luz.

La humedad edáfica tampoco afecta a la mayoría de los caracteres funcionales evaluados en este estudio, pero si lo hace la luz. Mayor luminosidad da lugar a menor área foliar específica y mayor espesor de hoja, características foliares que permiten a la planta aprovechar el potencial fotosintético, traduciéndose en mayor crecimiento. Una baja luminosidad altera la relación entre el área foliar y el área de albura al cuello, ya que las plantas compensan la falta de luz con más desarrollo de área foliar, efecto que podría ponerlas en desventaja ante la falta de humedad, aunque en los niveles de humedad estudiados estos efectos no se han detectado. A su vez, la relación entre el área foliar y el área de albura es mayor en ciprés, poniéndolo en desventaja en condiciones de humedad deficientes, sin embargo, el ciprés puede producir más raíces finas en estas condiciones mientras la luz no sea baja, compensando este efecto negativo. Por último, los niveles intermedios de luz parecen favorecer la producción de biomasa aérea y radical en ambas especies, equilibrando los efectos de los extremos de luminosidad.

Sobre la base de estos primeros resultados, la reforestación con ciprés y coihue para la restauración de bosques puros o mixtos degradados tendría mayor chance de éxito en rodales con niveles de humedad intermedia de sitios mésicos y húmedos. Por el contrario, no sería recomendable en bosques xéricos con muy baja cobertura salvo que se considerara atenuar los efectos negativos de estos factores, por ejemplo mediante protección contra la radiación, lo cual a su vez podría disminuir los efectos negativos de la sequía a corto plazo.

Los resultados de este estudio muestran que las interacciones entre los recursos luz y agua constituyen más la excepción que la regla, por lo que dicha parte de la hipótesis 3 puede ser

rechazada. Por otro lado, la hipótesis 3 se cumple por tanto el coihue ve más favorecido su crecimiento que ciprés ante condiciones de alta luminosidad. Las condiciones de luz intermedia favorecen al crecimiento de ciprés, pero las plantas en coberturas altas muestran crecimientos similares en diámetro y altura también. La menor susceptibilidad de ciprés a la sequía también se pudo corroborar en este estudio. Asimismo se corroboró que las condiciones protegidas de los agentes desecantes favorecen la supervivencia de ambas especies, aunque los efectos pueden ser temporales por profundización del déficit hídrico o bien no ser significativos. De lo expuesto se desprende que la hipótesis 3 puede ser aceptada parcialmente.

CAPÍTULO 6: CONDICIONES AMBIENTALES ADECUADAS PARA LA SUPERVIVENCIA Y DESARROLLO INICIAL DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE A CAMPO

6.1. RESUMEN

El ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*) y el coihue (*Nothofagus dombeyi*) son especies endémicas del bosque Andino-Patagónico de Argentina. Ambas crecen en formaciones puras o mixtas, según la posición en el marcado gradiente ambiental que provoca la presencia de la Cordillera de Los Andes. Algunos bosques puros de ciprés están siendo afectados por una enfermedad llamada "mal del ciprés", que compromete la vitalidad de los árboles y reduce las posibilidades de manejo forestal con fines productivos. A medida que la enfermedad progresa, los árboles pierden sus hojas y finalmente mueren, generando la apertura del dosel. Como consecuencia de la liberación de recursos, esta apertura genera condiciones para el establecimiento de la regeneración de ciprés, y también de coihue, cuando existe una fuente de semillas cercana. Este proceso natural sugiere la posibilidad de que el coihue podría ser introducido junto con el ciprés para recuperar el potencial productivo de los bosques enfermos, pero el conocimiento sobre cómo las condiciones ambientales de campo condicionan la supervivencia y el crecimiento temprano de ambas especies es muy limitado. En este Capítulo se determinó mediante plantación en poblaciones naturales, la respuesta de ambas especies a la cobertura del dosel, a la vegetación circundante y a la protección artificial, en un sitio mésico y uno xérico. Se observó que en ambas especies la supervivencia y crecimiento se reducen cuando la cobertura del dosel es menor a 30%. La remoción de la vegetación competidora, compuesta de pastos y hierbas, beneficia a ambas especies en los dos sitios. La protección artificial en plantaciones sin cobertura del dosel, mejora la respuesta de ciprés y de coihue. Ambas especies pueden emplearse en la restauración de rodales afectados con el mal del ciprés.

Palabras clave: cobertura de dosel, sitio xérico, sitio mésico, protección artificial

6.2. INTRODUCCIÓN

Para diseñar técnicas de manejo que promuevan la regeneración tanto natural como artificial de especies de plantas vasculares, es fundamental el conocimiento del efecto de las condiciones ambientales de campo sobre su supervivencia y crecimiento. En base a dichos conocimientos y, a través de diferentes sistemas silviculturales como por ejemplo, cortas de protección o selección en grupos, es posible manipular la cobertura del bosque e, indirectamente, la humedad del suelo, para favorecer o desalentar el establecimiento de nuevas plantas (Oliver y Larson 1996, Smith et al. 1997, Dezzotti et al. 2003). Sin embargo, cuando la cobertura arbórea ha desaparecido o es muy baja debido a perturbaciones naturales o antrópicas, es necesario utilizar técnicas de restauración para recuperarla.

Para garantizar la supervivencia de las especies objetivo, las prácticas de restauración muchas veces necesitan una manipulación adicional del micrositio para evitar o disminuir cualquier efecto deletéreo biótico o micro-ambiental sobre las plantas (Whisenant 1999). Estos efectos están causados por la competencia por agua o nutrientes en el suelo por parte de la vegetación herbácea, por la falta de plantas nodrizas que protejan a las plantas de interés de fluctuaciones de temperatura excesivas y/o por excesivo calentamiento por alta radiación en suelos desnudos (Padilla y Pugnaire 2006, Urretavizcaya et al. 2017). En proyectos de restauración, controlar las especies competidoras puede ser necesario para disminuir sus efectos deletéreos sobre las plantas objetivo (Jobidon et al. 1998, Löf et al. 1998, Dinger y Rose 2009, Maguire et al. 2009). Este control puede implicar el uso de herbicidas o la remoción manual (Löf et al. 1998, Harper et al. 2005, Jylhä y Hytönen 2006). Remover en forma química o mecánica la vegetación a la vez que disminuye la competencia, reduce la cobertura del suelo y modifica algunas condiciones físicas de la parte superior del mismo, incrementando la radiación incidente y la temperatura de la superficie, y también influenciando el contenido de agua (Defossé y Robberecht 1996, Harrington et al. 2013). Para algunas especies forestales en etapa de plántula, altas temperaturas a nivel del cuello afectan negativamente la supervivencia (Kolb y Robberecht 1996), por lo que es necesario el mantenimiento de cierta protección (Urretavizcaya y Defossé 2013, 2019).

En ecología el término facilitación ha sido acuñado para calificar los efectos positivos de una especie sobre otra. La facilitación ha sido reconocida como el factor clave implicado en la organización de algunas comunidades terrestres y acuáticas (Bruno et al. 2003, Callaway y Walker 1997). Mientras que bajo condiciones favorables (i.e. sitios mésico y húmedos) la cercanía espacial entre plantas produce, generalmente, efectos negativos (McAuliffe 1984, Holzapfel y Mahall 1999, Berkowitz et al. 1995), en áreas expuestas a estrés ambientales fuertes son

particularmente relevantes los efectos de facilitación (Bertness y Callaway 1994, Keeley 1992, Chambers et al. 1999, Urretavizcaya y Defossé 2013, 2019). En estos sitios y en particular en los climas Mediterráneos, en los que la estación de crecimiento coincide con el período seco (como en Patagonia Norte y Central), los efectos positivos de la protección provista por la vegetación nodriza, parecen poder ser imitados con el uso de protectores artificiales, incrementado la supervivencia y el crecimiento de las plantas que protegen (Bellot et al. 2002, Oliet et al. 2005, Chaar et al. 2008). Este efecto ha sido atribuido, en parte, a la formación de un microclima dentro del protector que favorece el crecimiento de la planta (Oliet y Jacobs 2007).

El ciprés de la cordillera - en adelante "ciprés" - (y el coihue son especies endémicas de los bosques Andino-Patagónicos de Argentina. Las características ecológicas, productivas y escénicas del ciprés lo hacen la conífera nativa más importante en el norte de la región patagónica de Argentina (Urretavizcaya y Defossé 2013). El coihue, también es una especie de importancia ecológica y escénica, habiéndose aprovechado en menor medida su potencial productivo. Ambas especies crecen en formaciones puras o mixtas, dependiendo de su posición en el marcado gradiente ambiental Oeste-Este (altitudinal y de precipitaciones) que caracteriza a la vertiente oriental de los Andes patagónicos (Veblen y Lorenz 1987, Dezzotti y Sancholuz 1991) .

Una enfermedad llamada "mal del ciprés", está afectando a los bosques de ciprés de zonas mésicas y húmedas (más de 900 mm/año) de su distribución. Si bien esta enfermedad presenta patrones de decaimiento y mortalidad impredecibles en el tiempo (Relva et al. 2009, Amoroso y Larson 2010ab), se ve favorecida por condiciones de drenaje pobre del suelo (La Manna y Rajchenberg 2004) y por fluctuaciones climáticas extremas (Cali 1996, Mundo et al. 2010). A nivel de la estructura del rodal, la enfermedad produce la apertura del dosel, cambiando las condiciones micro-ambientales y liberando recursos que promueven el inicio de la regeneración natural de ciprés. A su vez, se ha observado que en rodales enfermos, también puede incorporarse la regeneración natural de coihue, cuando existe una fuente de semillas cercana (Loguercio 1997, Amoroso y Larson 2010b, Amoroso et al. 2012b). Este proceso natural sugiere la posibilidad de que estos bosques puedan transformarse en bosques mixtos (Loguercio 1997, Loguercio et al. 2018b). Sin embargo, para poder imitar el proceso de conversión a bosque mixto, es necesario conocer las condiciones ambientales óptimas para la supervivencia y el crecimiento de la regeneración de ambas especies.

Los requerimientos de luz del ciprés y del coihue pueden variar durante los primeros estadios del desarrollo de las plántulas, dependiendo de otros factores ambientales (ver Capítulo 5). La regeneración de coihue se ve limitada bajo dosel cerrado (Veblen 1989, Veblen et al. 1995, Dezzotti 1996, Gobbi y Schlichter 1998), por ser una especie demandante de luz. Sin embargo, la afinidad del coihue por sitios abiertos parece reducirse en sitios secos (Weinberg y Ramírez 2001)

y en sitios expuestos a heladas (Soto et al. 2009, Donoso et al. 2013). En los sitios donde se combina con el ciprés, el coihue regenera en claros de 400-600 m^2 (Veblen et al. 1996), aunque en los sitios secos, la regeneración de coihue en los claros puede ser afectada por eventos de sequía extremos, en particular en los suelos rocosos con pendientes elevadas (Suarez y Kitzberger 2008, 2010). Por su parte, el ciprés es más tolerante a la sombra que el coihue (Veblen y Lorenz 1987, Veblen 1989, Kitzberger et al. 2000, Caselli et al. 2018), lo que le permite persistir mucho más tiempo bajo dosel, y también más resistente a las condiciones de déficit hídrico (Veblen et al. 1996, Suarez y Kitzberger 2008, Scholz et al. 2014, Caselli et al. 2018). Sin embargo, en sitios secos necesita cierta protección de la radiación y los extremos de temperatura durante los primeros años de vida (Gobbi y Schlichter 1998, Loguercio 1997, Rovere 2000, Urretavizcaya y Defossé 2013). La asociación de las plántulas de ciprés con plantas nodrizas permite que estas reciban menos niveles de radiación, menos variaciones de temperatura y aparentemente también mejoran su estatus hídrico, siendo más fuerte este efecto en estaciones muy secas (Veblen et al. 1995, Villalba y Veblen 1997, Kitzberger et al. 2000, Letourneau et al. 2004, Urretavizcaya y Defossé 2013). En estos sitios, la supervivencia de las plántulas de ciprés parece estar más condicionada por la alta radiación y elevadas temperaturas que por el contenido de humedad edáfica (Kitzberger et al. 2000, Letourneau et al. 2004, Gyenge et al. 2007, Urretavizcaya y Defossé 2013). Por otra parte, en la región donde crecen estas especies, la información acerca de cómo la protección artificial puede afectar la supervivencia y el crecimiento de las especies objetivo en ensayos de restauración es muy escasa (Urretavizaya y Defosse 2013).

En el presente Capítulo se describen dos estudios a campo, que se establecieron para determinar la supervivencia y crecimiento inicial de plantines de ciprés y coihue, en bosques de ciprés afectados por el mal del ciprés, ubicados en dos rangos de precipitación (xérico y mésico) y bajo tres niveles de cobertura arbórea (sin cobertura, 30-60% de cobertura y más de 70% de cobertura). En un segundo experimento a campo, se evaluó adicionalmente el efecto de la remoción de la vegetación competidora y en los sitios sin cobertura, el efecto de la protección artificial, sobre la supervivencia y crecimiento inicial de plantines de ciprés y coihue. A partir de los resultados es posible definir pautas de manejo para la etapa de regeneración del bosque puro y mixto, y evaluar la necesidad de adaptación de las pautas al gradiente de precipitación en el que estas especies se desarrollan, para la recuperación de rodales de ciprés afectados por el mal del ciprés.

6.3. OBJETIVO E HIPÓTESIS

El objetivo de este capítulo fue generar conocimiento acerca del comportamiento de plantines de ciprés y coihue frente a distintas condiciones de cobertura del dosel (luz) en dos sitios con condiciones de precipitación diferentes (humedad de suelo).

Hipótesis: La supervivencia y el crecimiento inicial de los renovales de ciprés y coihue están influenciados por la interacción entre los recursos luz y agua, recursos asociados a la cobertura y régimen hídrico/nivel de humedad de los sitios donde crecen. Condiciones protegidas de los agentes desecantes favorecen la supervivencia de ambas espacies. El coihue se ve más favorecido su crecimiento que ciprés ante condiciones de alta luminosidad, mientras la humedad no sea escasa. El ciprés se ve favorecido por condiciones intermedias de luz y es menos susceptible a la falta de humedad que el coihue.

Predicciones:

- Mayor supervivencia del ciprés respecto del coihue en baja luminosidad, mientras las condiciones hídricas no sean extremadamente secas, caso en el cual ambas especies tendrán baja supervivencia y crecimiento.
- Alta supervivencia y crecimiento de ambas especies a alta luminosidad y alta humedad.
- Baja supervivencia y crecimiento de ambas especies con alta luminosidad y baja humedad.
- Mayor incremento del coihue respecto al ciprés en la medida que aumenta la luminosidad
- Mayor supervivencia bajo cobertura o con protección artificial, en especial cuando la humedad no es abundante.

6.4. MATERIALES Y MÉTODOS

6.4.1. Área de estudio

La región de estudio presenta un clima Mediterráneo típico con inviernos fríos y húmedos, y veranos secos y calurosos. Además existe un gradiente de precipitaciones característico de la pendiente Este de los Andes Patagónicos, que lugar a diferentes ensambles de vegetación. Este gradiente está tan fuertemente marcado que en una distancia de aproximadamente 100 km, las precipitaciones anuales disminuyen de más de 3000 mm al año en el Oeste, donde prevalece la Selva Valdiviana, a tan solo 300 mm en el Este, mayormente dominado por vegetación de estepa de pastos y arbustos (De Fina 1972) Entre estos dos extremos se desarrollan los bosques de ciprés y coihue. En un área representativa de la distribución natural de ciprés, se seleccionaron dos sitios, uno que presenta condiciones ambientales mésicas (43° 11´ S, 71º 40´ O) y otro con condiciones xéricas (43° 12´ S, 71º 31´ O). Los mismos se encuentran ubicados en el Valle 16 de

Octubre, a unos 50 km al Sur de la localidad de Esquel, Chubut. En el sitio mésico la vegetación predominante está compuesta por bosque de ciprés afectado por mar del ciprés y degradado por ganado vacuno y equino. También presenta algunos árboles de coihues y radales (*Lomatia hirsuta*) dispersos. En el sitio xérico, al vegetación predominante es un bosque de ciprés degradado por ganado vacuno y con algunos árboles enfermos por mal del ciprés, que fue afectado por un incendio durante el verano de 1990.

El valor histórico de precipitación anual para el sitio mésico es de 892 mm, dato tomado en la estación meteorológica de INTA Trevelin (serie 1970-2012), distante 12 km del sitio de estudio. Para el sitio xérico el valor histórico es de 690 mm al año, tomado de la estación meteorológica Nant y Fall (serie 1964-1988), distante unos 3 km del sitio de estudio (Albuniés 1998). Los datos históricos de temperatura se tomaron de la estación meteorológica Esquel del Servicio Meteorológico Nacional (serie 1961-1990), que indica que la temperatura media del mes más cálido (enero) es de 14,2°C.

6.4.2. Diseño experimental

En cada sitio se seleccionaron zonas con distinto nivel de cobertura arbórea: alta (mayor a 70% de cobertura), intermedia (30-60%) y sin cobertura (0%) (Figura 6.1). En cada cobertura se establecieron 3 repeticiones, con un total de 9 parcelas de 12 x 12 m por sitio para la plantación. Las variables respuesta fueron la supervivencia, y el incremento de diámetro de cuello y de altura.

Se realizaron las plantaciones en dos temporadas sucesivas, en el invierno de 2015 y en el invierno de 2016. Esto se debe a que la temporada de crecimiento 2015-2016 fue cálida y seca, como se describió en el apartado 5.4.2.2., lo que provocó gran mortalidad en los plantines.

A continuación se presenta el diseño experimental de ambos ensayos, el primero llamado Ensayo 2015 y el segundo llamado Ensayo 2016, este último que a su vez se divide en dos experimentos: 2016/1 y 2016/2.

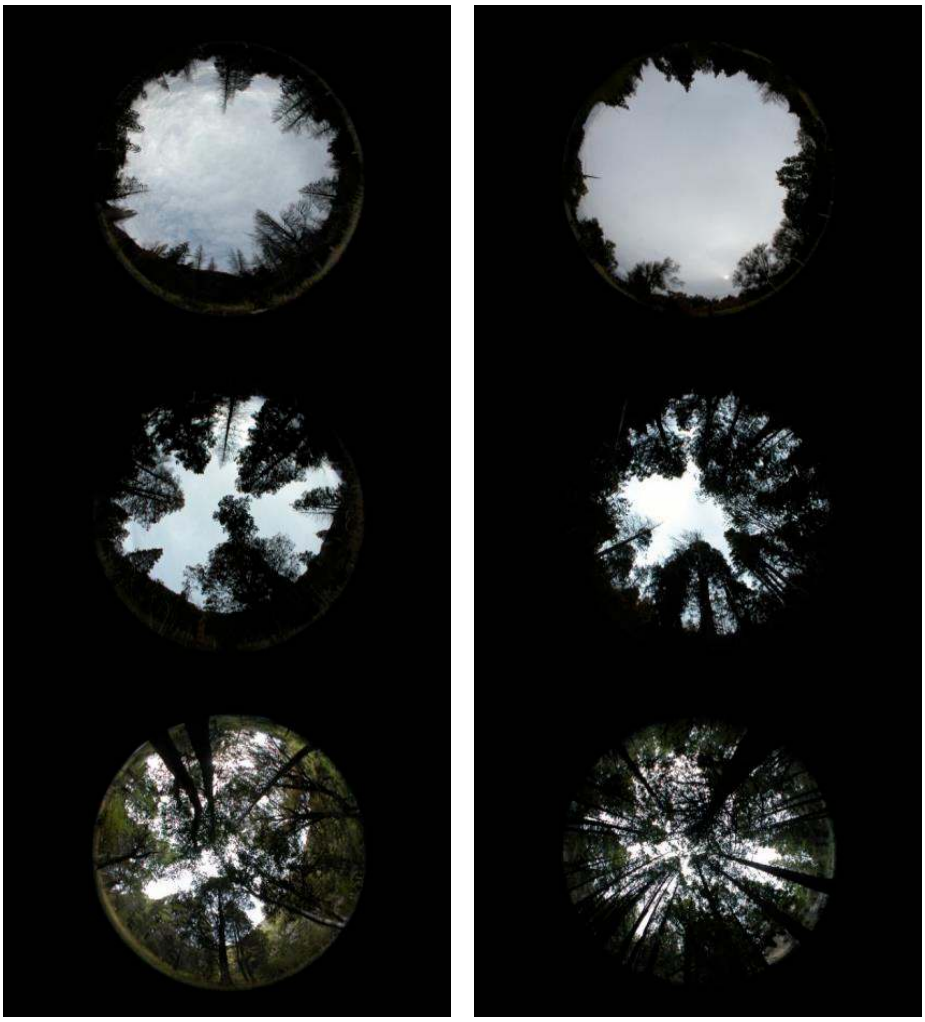


Figura 6.1. Fotografías tomadas con lente hemisférica de las parcelas en ambos sitios (mésico: izquierda, xérico: derecha) correspondientes a los tratamientos sin cobertura (arriba), cobertura intermedia (centro) y cobertura alta (abajo).

6.4.2.1. Ensayo 2015

En el ensayo 2015 se evaluó la supervivencia y el crecimiento de ciprés y coihue en cada una de las coberturas (alta, intermedia, sin cobertura) y los sitios (mésico y xérico) descriptos en el apartado 6.3.2.

Las parcelas de plantación se clausuraron al ganado mediante alambrado, se limpiaron extrayendo el material leñoso que se encontraba en el suelo y también se removieron algunos arbustos en las parcelas sin cobertura, para que no interfirieran con el nivel de cobertura. En cada parcela se utilizaron 30 plantas por especie, de 1 año de edad de coihue y 3 años de ciprés (270 plantas por especie y sitio). El espacio entre filas fue de 2 m y entre plantas de la fila fue de 1 m, intercalando las especies dentro de cada fila. Las plantas fueron protegidas del posible daño por liebres mediante protectores individuales de chapa corona o con malla plástica dispuesta sobre los alambrados cuando la geometría de la clausura lo permitió.

Al inicio y al final de las sucesivas estaciones de crecimiento (de septiembre a abril) se realizaron monitoreos de supervivencia y vitalidad según las categorías que se muestran en la Tabla 6.1. Al final de las estaciones de crecimiento se midió el crecimiento en altura de todas las plantas y el diámetro de cuello de las plantas pertenecientes a las cuatro filas centrales de cada parcela.

Tabla 6.1. Categorías de vitalidad de los plantines.

Categoría	*Descripción*
0	Planta vigorosa, sin hojas marchitas.
1	Presencia de algunas hojas marchitas, pero más del 60% está verde.
2	Presencia de hojas marchitas que ocupan más del 40% de la copa.
3	Toda la planta marchita. Aún conserva cierta elasticidad en ramas y tallo cuando se lo flexiona. El tallo suele verse arrugado.
Muerta	Planta toda marchita. Al flexionar el tallo se quiebra.

6.4.2.2. Ensayo 2016

En este ensayo se evaluó la supervivencia y el crecimiento de plantines de ciprés y coihue en los mismos sitios y bajo los mismos niveles de cobertura que en el Ensayo 2015. Además, se evaluaron los efectos dos nuevos factores: el de la vegetación circundante (con y sin remoción), en el Ensayo denominado 2016/1; y el efecto de la utilización de protección artificial de la radiación en las parcelas sin cobertura, en el Ensayo denominado 2016/2.

Para el Ensayo 2016/1 se establecieron parcelas de plantación con las dos especies en cada sitio (n=2) y en cada repetición (n=3) del nivel de cobertura arbórea (n=3). En cada parcela se utilizaron 24 plantas por especie, de 1 año de edad de coihue y de 3 años de ciprés (216 plantas por especie y sitio). Las plantas se ubicaron en 4 filas por especie (dispuesta al azar) de 6 plantas cada una (Figura 6.2 izquierda). Las plantas se dispusieron con un distanciamiento de 1 x 1 m. En dos filas al azar de las cuatro de cada especie, se removió con pala y de raíz la vegetación circundante en un ancho de 50 cm a los lados de la planta (Figura 6.3). La vegetación circundante estuvo compuesta principalmente por pastos y hierbas (como se observa en las Figura 6.3 y 6.15), con una cobertura homogénea densa, y fue similar entre los niveles de cobertura arbórea del sitio mésico y algo menor en la cobertura alta del sitio xérico.

En las parcelas sin cobertura se establecieron 48 plantas de cada especie para evaluar los efectos de los factores del Ensayo 2016/1 y 2016/2. Se ubicaron en 8 filas con 12 plantas de la misma especie cada una, 4 con ciprés y 4 con coihue (Figura 6.2 derecha). A las plantas de dos filas por especie se les removió la vegetación circundante y a dos se les colocaron protectores artificiales individuales contra la radiación, que consisten en tubos de plástico PET blancos con ventilaciones (Figura 6.3). De esta manera quedaron filas con una combinación de los factores a

evaluar: Factor 1 (Ensayo 2016/1): vegetación circundante (dos niveles: con y sin remoción), Factor 2 (Ensayo 2016/2, n=72 por especie y sitio): protección artificial (dos niveles: con y sin) (ver Figura 6.2). Tanto la disposición de las filas con protección como con remoción de vegetación se definió al azar.

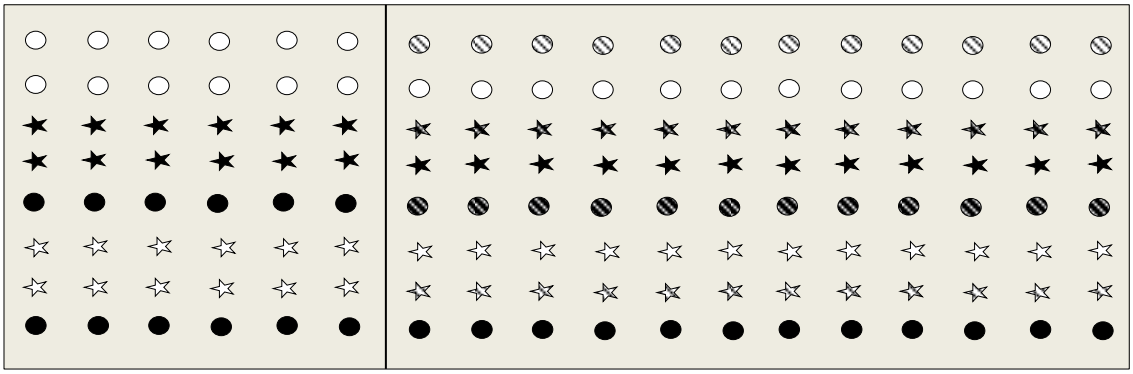


Figura.6.2. Arreglo de las plantas de coihue (círculos) y de ciprés (estrellas) en el Ensayo 2016/1 (izquierda) y en el Ensayo 2016/2 (derecha) con remoción de la vegetación circundante (relleno blanco) y sin remoción de la vegetación circundante (relleno negro). En el Ensayo 2016/2 las plantas con protección artificial están indicadas con relleno de barras diagonales.

Al igual que en el Ensayo 2015, al inicio y al final de las sucesivas estaciones de crecimiento (de septiembre a abril) se monitoreó la supervivencia y la vitalidad según las categorías de la Tabla 6.1. Al final de las dos primeras estaciones de crecimiento se midió la altura y el diámetro de cuello de las plantas.



Figura 6.3. Plantación en parcela sin cobertura arbórea donde se observan las filas con protectores individuales contra la radiación y las filas con remoción de vegetación circundante.

El tratamiento con remoción de la vegetación circundante se mantuvo a través de la extracción de raíz y con pala de la vegetación que había crecido, en dos momentos en cada estación de crecimiento (noviembre y febrero).

6.4.3. Caracterización de los plantines

Previo al establecimiento de los ensayos a campo, se tomó una muestra representativa de 30 plantines de cada especie para el Ensayo 2015 y de 40 para el ensayo 2016, para su caracterización morfológica. La misma consistió en la medición del diámetro de cuello (DAC) del plantín (1 cm por encima de la cicatriz de las hojas cotiledonares), altura total o largo de la parte aérea (desde el cuello al brote terminal del tallo en ciprés y a la yema terminal de la rama superior dominante en coihue) y largo de raíz (largo de la cabellera densa de raíces). Además se determinó el peso fresco de la parte aérea y de raíz, y el peso seco de los mismos compartimentos en estufa a 103 ± 2 °C hasta peso constante. Se calcularon el índice de esbeltez (altura/DAC) y la relación peso seco parte aérea-peso seco parte raíz (Hasse 2007).

6.4.4. Caracterización de los sitios de plantación

Al final de la primera temporada de crecimiento del Ensayo 2015 se realizaron mediciones en cada parcela de temperatura superficial de suelo con termómetro infrarrojo y de humedad de suelo en los primeros 20 cm con equipo Imko TDR, en horas del mediodía. Estas mediciones se hicieron en cuatro puntos equidistantes de las esquinas de la parcela.

A partir de 2016 se obtuvieron datos de temperatura y humedad de suelo de sensores instalados a una profundidad de 15 cm en una parcela al azar en cada nivel de cobertura del dosel en ambos sitios. Los datos fueron registrados cada una hora y colectados en dataloggers (HOBO y Decagon Em5b).

6.4.5. Análisis estadístico

La comparación de las características morfológicas de los plantines se realizó mediante análisis de varianza (ANOVA) y de ANOVA no paramétrico cuando, aún luego de hacer transformaciones de las variables, no se cumplieron los supuestos de normalidad (Test de Shapiro-Wilks) y de homogeneidad de varianza (Test de Levene). Se utilizó el test de Tukey y test de Kruskal-Wallis (no paramétrico) para detectar diferencias significativas entre medias ($p \leq 0,05$).

La supervivencia se analizó con modelos lineales generalizados mixtos con distribución binaria, siendo la unidad experimental la planta, considerando la especie, el nivel de vegetación circundante, el nivel de cobertura del dosel y, en las parcelas sin cobertura, el nivel de protección como efectos fijos y la parcela principal (9 parcelas) como efecto aleatorio, dado que las observaciones de una misma parcela no son independientes.

Los incrementos en DAC y altura al final del ensayo, se analizaron con modelos lineales mixtos considerando la especie, el nivel de vegetación circundante, el nivel de cobertura del dosel y, en las parcelas sin cobertura, el nivel de protección como efectos fijos y la parcela principal (9 parcelas) como efecto aleatorio, siendo la unidad experimental la planta. En los análisis con modelos lineales mixtos y lineales generalizados mixtos se utilizaron p-valores con corrección de Bonferroni y un nivel de significancia de $p \leq 0,05$. No se incluyeron valores de incrementos negativos en los análisis estadísticos. Cuando la significancia fue positiva la comparación de medias se realizó mediante el test LSD Fisher (least-significant-difference) con corrección de Bonferroni. En caso de interacciones significativas entre factores se realizaron los contrastes entre los diferentes niveles de los factores para detectar cuales fueron significativamente diferentes. En los modelos mixtos se verificó que los datos cumplieran con los supuestos de normalidad, mediante la prueba de Shapiro-Wilks, y de homocedasticidad, mediante análisis de los residuos. Se hicieron correcciones a los modelos cuando estos supuestos no se cumplieron. La comparación de modelos mixtos estimados se hizo mediante el test LRT (likelihood-ratio-test). En los modelos lineales generalizados se utilizó la deviance y el número de grados de libertad del denominador para verificar la bondad del ajuste.

Para los análisis del Ensayo 2015 de incremento en DAC y altura en el tiempo su utilizaron ANOVA con separación por especies. No se tuvo en cuenta la posible interacción cobertura-tiempo por la insuficiencia de datos.

Todos los análisis se realizaron con el software estadístico Infostat (Di Rienzo et al. 2017). Infostat implementa una interface con la plataforma R (R Core Team 2017) para la estimación de los modelos mixtos a través de los procesos gls y lme de la librería nlme (Pinheiro y Bates 2004, Di Rienzo et al. 2011). La interfaz con R fue escrita en Delphi® y depende de R-DCOM (Di Rienzo et al. 2011).

6.5. RESULTADOS

6.5.1. Ensayo 2015

6.5.1.1. Material vegetal utilizado

Los plantines de las dos especies difirieron en sus características morfológicas a excepción de en el DAC (Tabla 6.2). Los coihues fueron más altos y esbeltos, pero con menor largo de raíz y menor peso seco. La relación peso seco parte aérea-parte radical fue menor en el ciprés.

Tabla 6.2. Caracteres morfológicos de los plantines de ciprés y coihue utilizados en el ensayo de plantación 2015. Valores promedio y error estándar (). Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05).

Parámetro	*Ciprés*	*Coihue*
Diámetro de cuello (mm)	4,69 (0,91) *a*	2,99 (0,55) *a*
Altura (cm)	12,85 (0,29) *b*	19,91 (3,64) *a*
Long. raíz (cm)	18,05 (0,52) *a*	15,88 (2,90) *b*
Peso seco aéreo (PSA, g)	2,64 (0,13) *a*	0,88 (0,16) *b*
Peso seco raíz (PSR, g)	2,43 (0,15) *a*	0,63 (0,11) *b*
Índice de esbeltez	33,4 (1,4) *b*	67,0 (12,2) *a*
PSA/PSR	1,2 (0,1) *b*	1,6 (0,2) *a*

6.5.1.2. Condiciones ambientales de la temporada de crecimiento

Como se mencionó en el apartado 5.4.2.2. la temporada de crecimiento 2015-2016 fue cálida y seca. Las altas temperaturas del aire registradas se reflejaron en la temperatura de suelo y en la baja humedad, principalmente en las parcelas sin cobertura (Tabla 6.3).

Tabla 6.3. Valores promedio y error estándar () por sitio de la temperatura del suelo superficial y de la humedad en los primeros 20 cm de suelo a fin de la temporada de crecimiento (Marzo 2016) en cada cobertura: alta (mayor a 70% de cobertura), intermedia (30-60%) y sin cobertura (0%).

Sitio	*Variable*	*Cobertura*		
		Alta	*Intermedia*	*Sin cobertura*
Mésico	*Temperatura superficial de suelo (°C)*	25,18 (1,02)	30,60 (1,92)	48,25 (1,02)
	Humedad suelo (% Vol)	8,20 (0,43)	10,61 (0,87)	7,30 (0,25)
Xérico	*Temperatura superficial de suelo (°C)*	23,83 (0,76)	22,93 (0,50)	45,31 (0,72)
	Humedad suelo (% Vol)	s/d	9,31 (0,71)	8,81 (1,02)

6.5.1.3. Vitalidad y supervivencia

Dadas las condiciones meteorológicas de la temporada de crecimiento 2015-2016, la mortalidad en el tratamiento sin cobertura fue prácticamente total, tanto en el sitio xérico como en el mésico (Figura 6.4). Durante el primer año (2015-2016) el ciprés mostró, en ambos sitios, mayor porcentaje de plantas con los mejores grados de vitalidad (de 0 a 2) en relación al coihue (Tabla 6.4).

Tabla 6.4. Porcentaje de plantas para cada categoría de vitalidad al finalizar la primera temporada de crecimiento para las distintas coberturas: alta (mayor a 70% de cobertura), intermedia (30-60%) y sin cobertura (0%) y cantidad de plantas (n). Vitalidad: 0 = Planta sin hojas marchitas, 1 = planta con más del 60% del follaje verde, 2 = planta con entre 40 y 95% del follaje marchito, 3 = planta completamente marchita pero que conserva cierta elasticidad en ramas y tallo.

Cobertura	*Vitalidad*	*Mésico*				*Xérico*			
		Ciprés		*Coihue*		*Ciprés*		*Coihue*	
		%	*n*	*%*	*n*	*%*	*n*	*%*	*n*
Alta	*0*	26,7	24	11,1	10	24,4	22	13,3	12
	1	18,9	17	6,7	6	27,8	25	13,3	12
	2	4,4	4	4,4	4	10	9	2,2	2
	3	17,8	16	20	18	26,7	24	21,1	19
Intermedia	*0*	30	27	14,4	13	14,4	13	16,7	15
	1	17,8	16	5,6	5	21,1	19	8,9	8
	2	6,7	6	3,3	3	15,6	14	1,1	1
	3	8,9	8	24,4	22	28,9	26	15,6	14
Sin cobertura	*0*	0		0		0		0	
	1	0		0		1,1	1	0	
	2	1,1	1	0		2,2	2	0	
	3	0		0		10	9	0	

En el sitio mésico se observan efectos sobre la supervivencia de la especie ($p = 0,007$) y la cobertura ($p = 0,002$). En este sitio el ciprés tuvo mayor supervivencia que el coihue en ambas coberturas (44% vs 30%), y las plantas sin cobertura sobrevivieron menos que las de la cobertura alta (0,5% vs 55%, $p = 0,011$) e intermedia (0,5% vs 56% $p = 0,006$).

En el sitio xérico se observa un efecto de la interacción cobertura-especie. El ciprés presentó mayor supervivencia que coihue en las coberturas intermedia (80% vs 42%, $p = 0,001$) y alta (89% vs 50%, $p = 0,0001$). Las dos especies mostraron supervivencia similar entre las coberturas alta e intermedia ($p > 0,999$ en ambas especies) y menor en las parcelas sin cobertura ciprés $p < 0,0001$, coihue $p < 0,01$). En este sitio la supervivencia del ciprés en las parcelas sin cobertura fue similar a la del coihue en todas las coberturas (Figura 6.4).

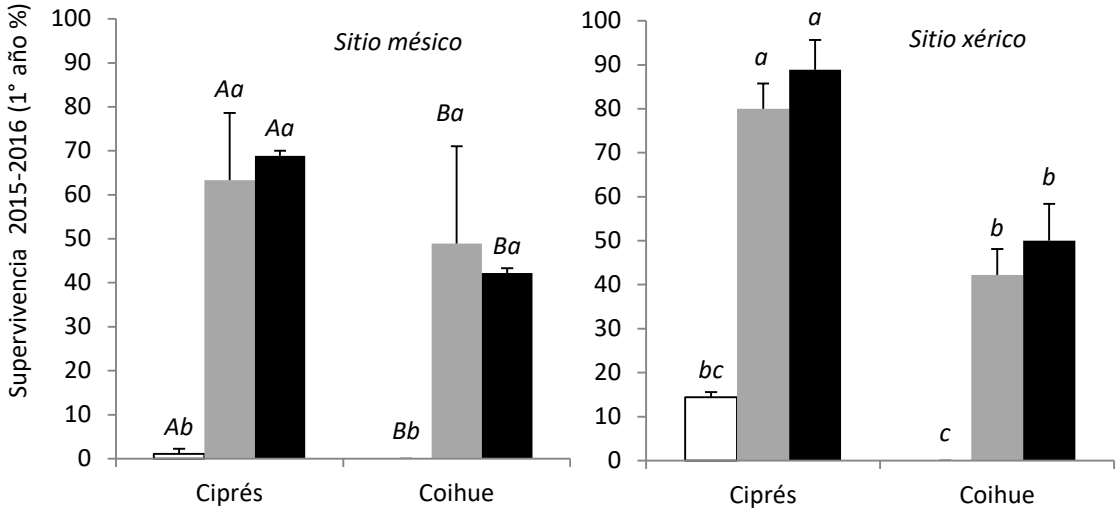


Figura 6.4. Supervivencia al final de la primera temporada de crecimiento (2015-16) para ciprés y coihue en las distintas coberturas: alta (negro, mayor a 70% de cobertura), intermedia (gris, 30-60%) y sin cobertura (blanco, 0%) para el sitio mésico (izquierda) y el sitio xérico (derecha). Letras en común en cada sitio indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en sitio mésico en mayúscula se muestra el efecto de la especie y en minúscula el efecto de la cobertura; en el xérico se muestra el efecto de la interacción cobertura-especie. El n por especie por cobertura y por sitio es de 90.

Al final de la tercera temporada (2017-2018) la supervivencia fue menor al 50% en ambos sitios (Figura 6.5). El tratamiento sin cobertura presentó 0% de supervivencia para ambas especies y sitios. En el sitio xérico se observó un efecto de la especie y la cobertura, y en el mésico sólo de la cobertura. En el sitio xérico ciprés tuvo mayor supervivencia que coihue (29% vs 13%%, p = 0,014). En ambos sitios las plantas sin cobertura mostraron menor supervivencia que las de las coberturas intermedia y alta.

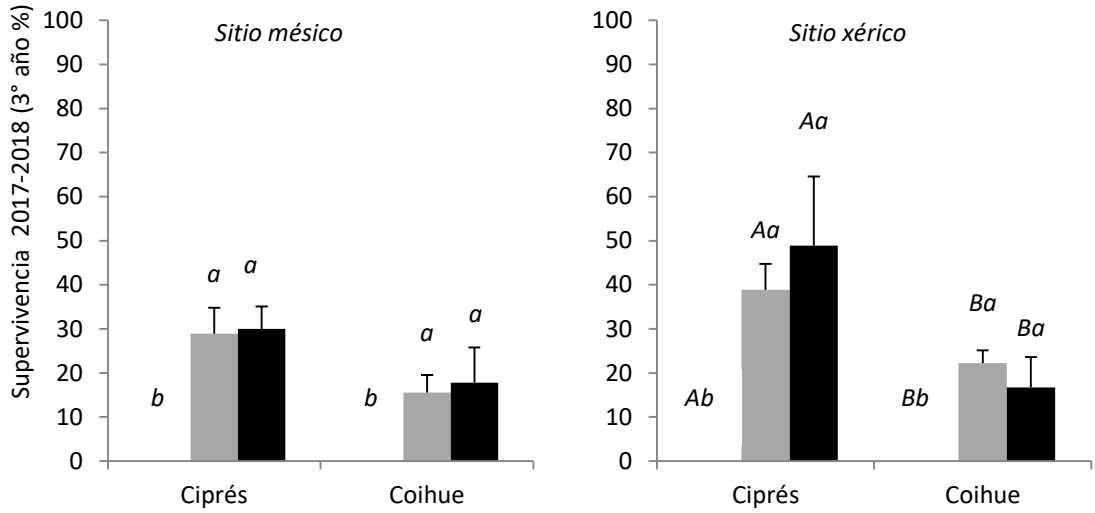


Figura 6.5. Supervivencia al final de la tercera temporada de crecimiento (2017-18) para ciprés y coihue en las coberturas: alta (negro, mayor a 70% de cobertura) e intermedia (gris, 30-60%) en el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común en cada sitio indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05). En el sitios mésico se muestra el efecto de la cobertura y en el xérico en mayúscula se muestra el efecto de la especie, en minúscula el efecto de la cobertura. El n por especie por cobertura y por sitio es de 90.

6.5.1.4. Incremento en diámetro de cuello

Debido a la baja supervivencia de las plantas en el nivel sin cobertura, no se contó con datos de este nivel de cobertura para los análisis estadísticos de incremento en DAC.

El incremento en DAC den las primeras tres estaciones de crecimiento fue similar en el sitio mésico y en el xérico (Figura 6.6). En el sitio mésico no se observaron efectos de los factores estudiados (interacción y cobertura: p>0,999, especie: p > 0,6730) sobre el incremento en DAC. En el sitio xérico el incremento en DAC mostró el efecto de la interacción cobertura-especie (p = 0,003), pero el coihue creció más que el ciprés en ambas coberturas y para ambas especies el incremento fue similar entre la cobertura alta e intermedia (coihue: p = 0,419; ciprés: p > 0,999).

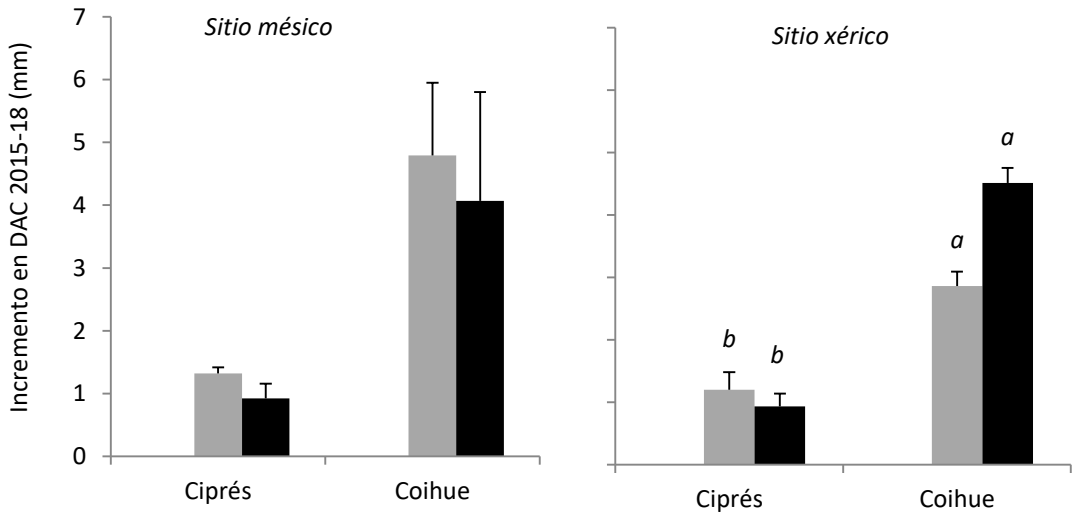


Figura 6.6. Incremento en diámetro de cuello (DAC, mm) en los primeros tres años del ensayo (2015-18) para ciprés y coihue en las coberturas: alta (negro, mayor a 70% de cobertura) e intermedia (gris, 30-60%) en el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en sitio xérico se muestra el efecto de la especie n sitio mésico: cobertura alta (cipres: 5, coihue: 3), cobertura intermedia (ciprés: 7, coihue: 3). n sitio xérico: cobertura alta (cipres: 22, coihue: 12), cobertura intermedia (ciprés: 19, coihue: 8).

6.5.1.5. Incremento en altura

El incremento en altura al final de la tercera temporada fue mayor en el sitio mésico que en el xérico (Figura 6.7). En ambos sitios el coihue creció más que el ciprés (mésico: p < 0,0001, xérico: p = 0,071 efecto marginal), sin diferencias entre coberturas (p > 0,999), ni interacciones (mésico: p = 0,748; xérico: p = 0,658).

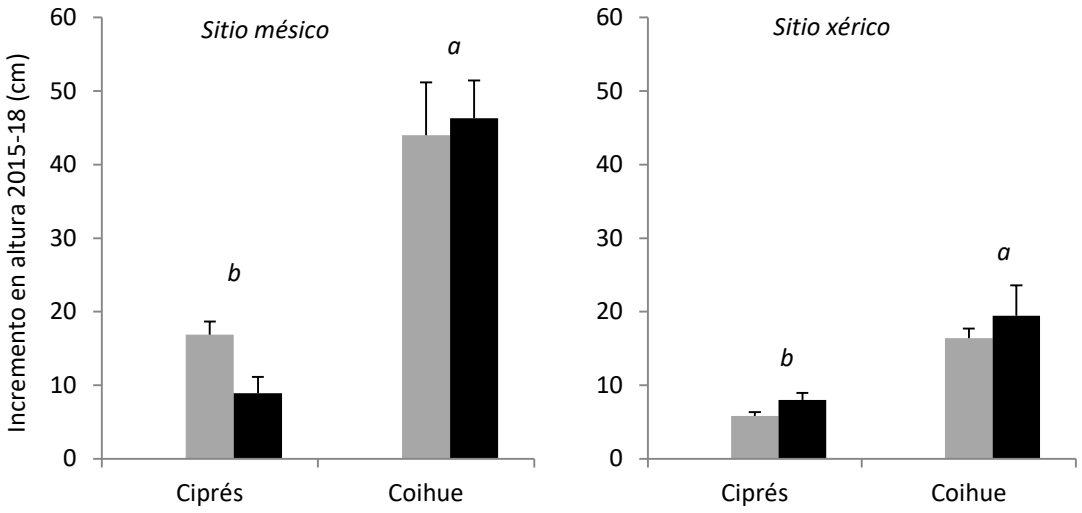


Figura 6.7. Incremento en altura (cm) luego de los primeros tres años del ensayo (2015-18) para ciprés y coihue en las coberturas: alta (negro, mayor a 70% de cobertura) e intermedia (gris, 30-60%) en el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05)-: se muestra el efecto de la especie. n sitio mésico: cobertura alta (cipres: 17, coihue: 27), cobertura intermedia (ciprés: 14, coihue: 26). n sitio xérico: cobertura alta (cipres: 44, coihue: 15), cobertura intermedia (ciprés: 36, coihue: 20).

6.5.2. Ensayo 2016

6.5.2.1. Material vegetal utilizado

Las plantas de coihue tuvieron mayor tamaño que las de ciprés, siendo también mayor el índice de esbeltez, aunque el peso seco de raíz del ciprés fue algo mayor y el peso seco aéreo fue similar entre ambos (Tabla 6.5).

Tabla 6.5. Caracteres morfológicos promedio y error estándar () de los plantines utilizados. Medias con letras en común no son significativamente diferentes (p > 0,05). Ver Anexo 7 para p-valores.

Parámetro	*Ciprés*	*Coihue*
Diámetro (mm)	3,36 (0,07) *b*	4,34 (0,10) *a*
Altura (cm)	16,57 (0,44) *b*	56,63 (1,78) *a*
Long. Raíz (cm)	18,51 (0,28)	
Peso seco aéreo (PSA, g)	3,05 (0,15) *a*	3,42 (0,15) *a*
Peso seco raíz (PSR, g)	1,87 (0,12) *a*	1,58 (0,11) *b*
Índice de esbeltez	5,02 (0,20) *b*	13,15 (0,39) *a*
PSA/PSR	1,71 (0,05) *b*	2,47 (0,12) *a*

6.5.2.2. Condiciones de crecimiento

Como se mencionó en el apartado 5.4.2.2. la temporada de crecimiento 2016-2017 fue relativamente fresca y húmeda.

La temporada 2017-2018 tuvo condiciones cercanas a las promedio, las temperaturas máxima, mínima y media fueron de 21,3 °C, 13,3 °C y 8.0 °C, lo que implica una variación respecto a los valores históricos de 1,1 °C, -0,2 °C y 1,6 °C, respectivamente. La precipitación fue 4,8 % menor que el valor histórico (83 vs 87 mm).

En ambos sitios se observó una gran variabilidad diaria en la temperatura del suelo en las parcelas sin cobertura del dosel y con cobertura intermedia (Figuras 6.8 y 6.9, arriba y medio), en comparación con las parcelas con alta cobertura del dosel (Figuras 6.8 y 6.9, abajo). En el sitio xérico la temperatura del suelo fue mayor en la parcela sin cobertura, alcanzando casi 30° C en verano, mientras que bajo cobertura intermedia y alta, la temperatura no excedió los 20°C. En el sitio mésico la tendencia fue similar, pero la diferencia de las temperaturas máximas entre la parcela con cobertura alta y las menos cubiertas, fue de sólo 5°C.

A su vez, se observó una menor variabilidad diaria de la humedad del suelo bajo alta cobertura del dosel. Las parcelas de cobertura intermedia y alta mostraron los valores máximos de humedad de suelo pero también mostraron los valores mínimos, especialmente en el sitio xérico. El sitio mésico presentó un valor mínimo de humedad de suelo cercano a 10%, mientras que el sitio xérico presentó un valor mínimo por debajo del 5%.

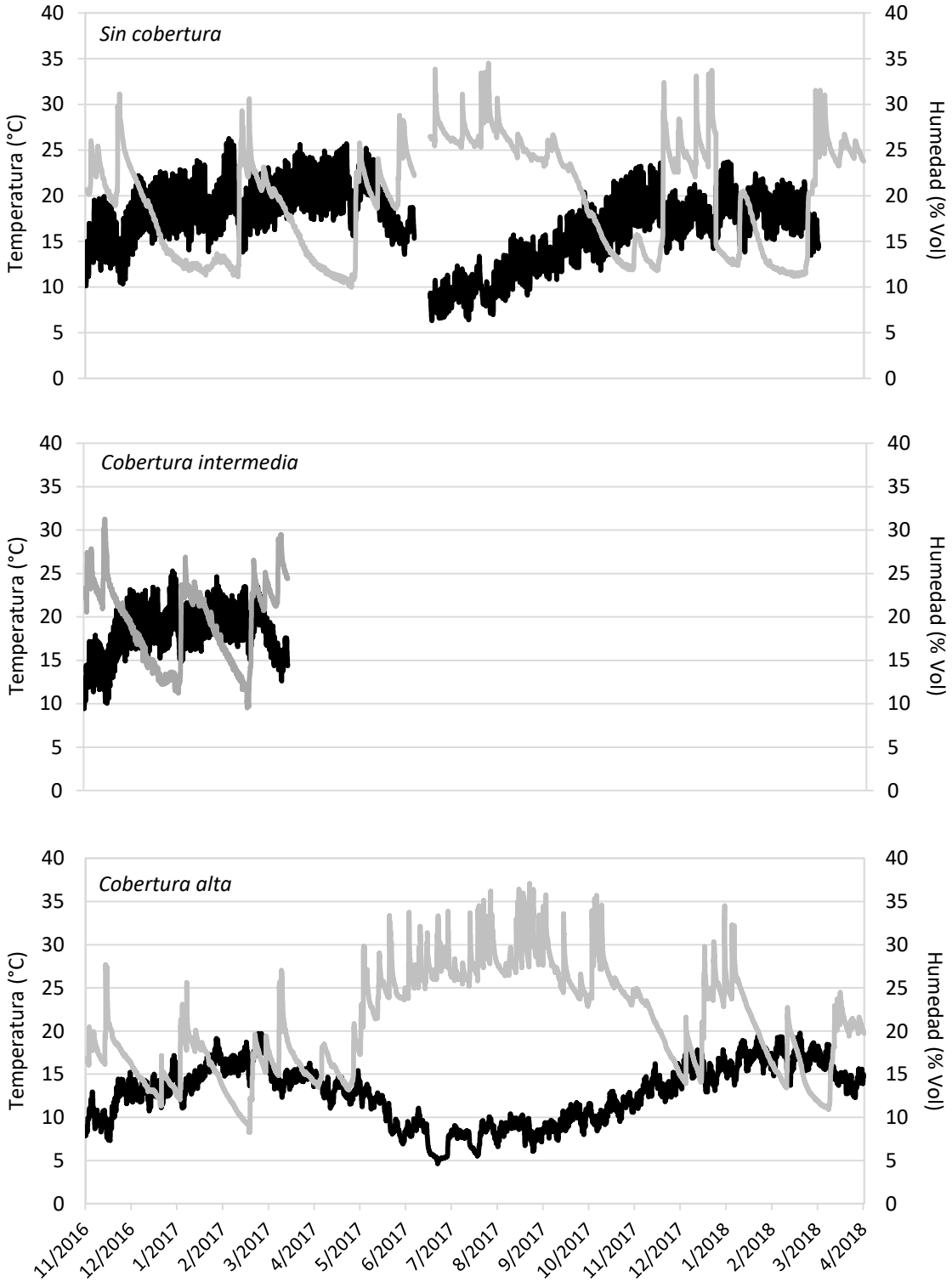


Figura.6.8. Registro de temperatura (línea negra) y humedad (línea gris) de suelo (15 cm de profundidad) en el sitio mésico para los tres niveles de cobertura estudiados: sin cobertura (arriba), con cobertura intermedia (centro) y con cobertura alta (abajo). Se muestra la información disponible: la información perdida se debe a fallas del registrador,

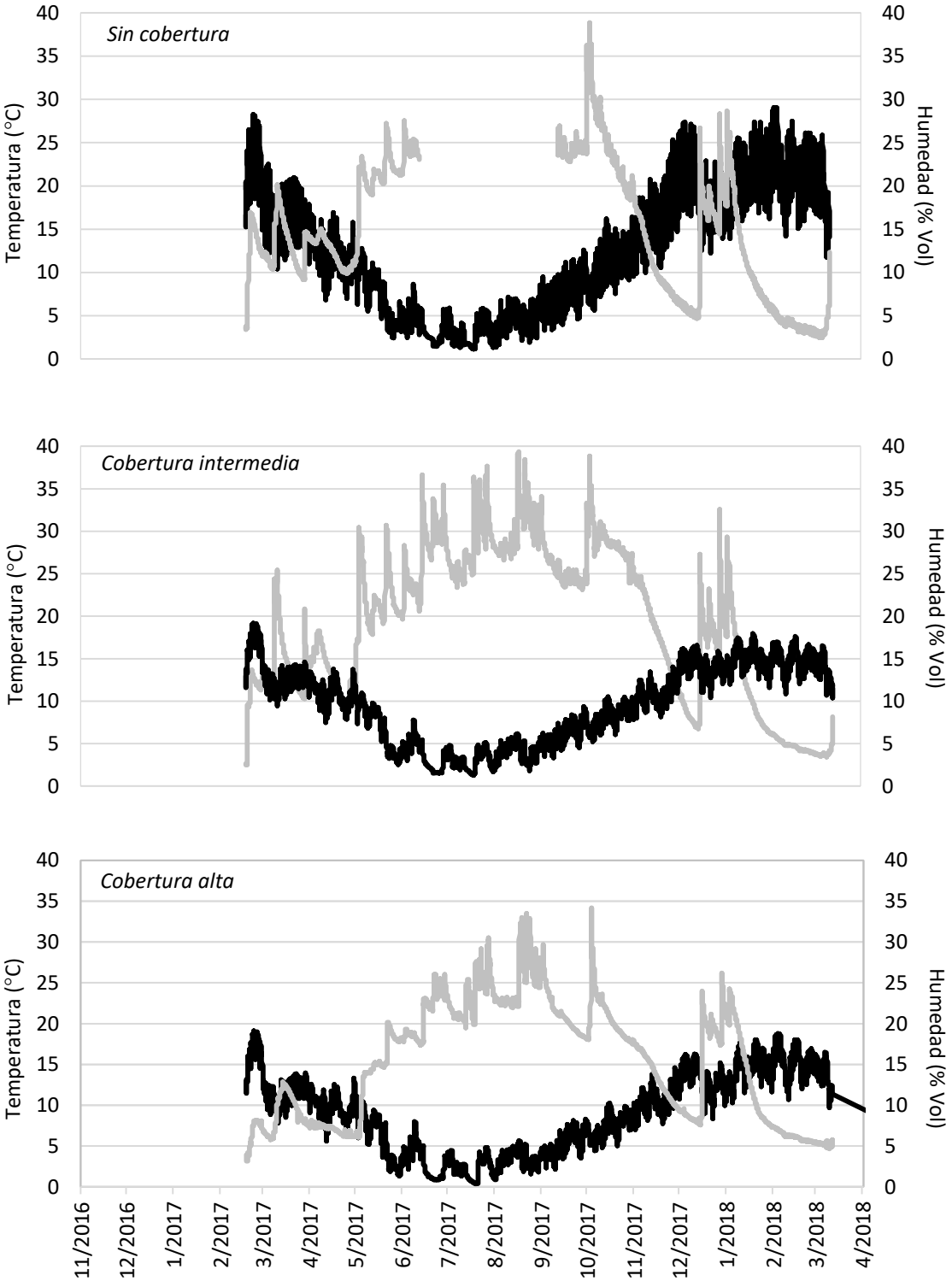


Figure.6.9. Registro cada una hora de temperatura (línea negra) y humedad (línea gris) de suelo (15 cm de profundidad) en el sitio xérico para los tres niveles de cobertura estudiados: sin cobertura (arriba), con cobertura intermedia (centro) y con cobertura alta (abajo). Se muestra la información disponible, la información perdida se debe a fallas del registrador,

6.5.2.3. Ensayo 2016/1: Efecto de la vegetación circundante en las parcelas de cobertura alta, intermedia y sin cobertura

6.5.2.3.1. Vitalidad y supervivencia

Al final de la primera temporada de crecimiento (2016-2017) la mayoría de las plantas presentaban buena vitalidad (0 o 1), con excepción de las de coihue en el sitio xérico sin cobertura (Tabla 6.6), donde se registró gran cantidad de plantas muertas (Figura 6.10).

Tabla 6.6 Porcentaje de plantas por tratamiento para cada categoría de vitalidad al finalizar la primera temporada de crecimiento (2016-2017) y número de plantas (n). Vitalidad: 0 = Planta sin hojas marchitas, 1 = planta con más del 60% del follaje verde, 2 = planta con entre 40 y 95% del follaje marchito, 3 = planta completamente marchita pero que conserva cierta elasticidad en ramas y tallo.

Cobertura	*Con vegetación circundante*	*Vitalidad*	*Mésico*				*Xérico*			
			Ciprés		*Coihue*		*Ciprés*		*Coihue*	
			%	*n*	*%*	*n*	*%*	*n*	*%*	*n*
Alta	*Si*	*0*	97,22	35	80,56	29	94,44	34	36,11	13
		1	2,78	1	8,33	3	0		33,33	12
		2	0		2,78	1	0		16,67	6
		3	0		0		0		2,78	1
	No	*0*	100	36	94,44	34	77,78	28	55,56	20
		1	0		2,78	1	0		30,56	11
		2	0		0		2,78	1	2,78	1
		3	0		0		0		2,78	1
Intermedia	*Si*	*0*	75,00	27	58,33	21	77,78	28	41,67	15
		1	8,33	3	5,56	2	5,56	2	25,00	9
		2	0		5,56	2	0		11,11	4
		3	0		0		0		5,56	2
	No	*0*	58,33	21	52,78	19	80,56	29	58,33	21
		1	0		11,11	4	5,56	2	33,33	12
		2	2,78	1	2,78	1	2,78	1	2,78	1
		3	0		0		0		0	
Sin cobertura	*Si*	*0*	72,22	26	27,78	10	41,67	15	0	
		1	11,11	4	25,00	9	5,56	2	5,56	2
		2	0		8,33	3	0		0	
		3	0		2,78	1	0		0	
	No	*0*	83,33	30	36,11	13	75,00	27	5,56	2
		1	2,78	1	22,22	8	13,89	5	16,67	6
		2	0		5,56	2	0		5,56	2
		3	0		0		0		0	

La supervivencia al final de la segunda temporada en cada sitio fue afectada de manera similar por los factores estudiados (especie, cobertura y vegetación circundante) (Figura 6.10). En el sitio mésico la supervivencia fue afectada por la interacción cobertura-especie ($p = 0,019$) y vegetación circundante-especie ($p = 0,005$). Las mayores supervivencias se registraron en la

cobertura alta en ambas especies (89%, $_S$ =3 en el ciprés; 86%, $_S$ = 3 en el coihue), y en ciprés sin cobertura (83%, $_S$ = 3). Las menores supervivencias se registraron en la cobertura intermedia (51%, $_S$ = 8 en el coihue; 48%, $_S$ = 10 en el ciprés), y en coihue sin cobertura (49%, $_S$ = 3) (ver Anexo 7 para los p-valores de los contrastes). La supervivencia de ambas especies sólo se diferenció significativamente sin cobertura (p= 0,007).

En cuanto al efecto de la vegetación circundante, en el sitio mésico se observó que el ciprés tuvo una supervivencia similar con y sin remoción de la vegetación circundante (81%, $_S$ = 4 sin remoción a y 67%, $_S$ = 6 con remoción, p = 0,412), al igual que el coihue (55%, $_S$ = 3 sin remoción y 69%, $_S$ = 5 con remoción, p = 0,087). La supervivencia del ciprés sin remoción de la vegetación fue mayor a la del coihue (p = 0,005).

En el sitio xérico la supervivencia fue afectada por la interacción cobertura-vegetación circundante-especie (p = 0,0025). La supervivencia de coihue sin remoción sin cobertura fue menor (2,8%) que la de coihue con remoción en las coberturas alta (83,3%) e intermedia (91,7%), y que la del ciprés sin remoción en la cobertura intermedia (72,2%) (Figura 6.12), las cuales presentaron las mayores supervivencias (ver Anexo 7 para p-valores de los contrastes).

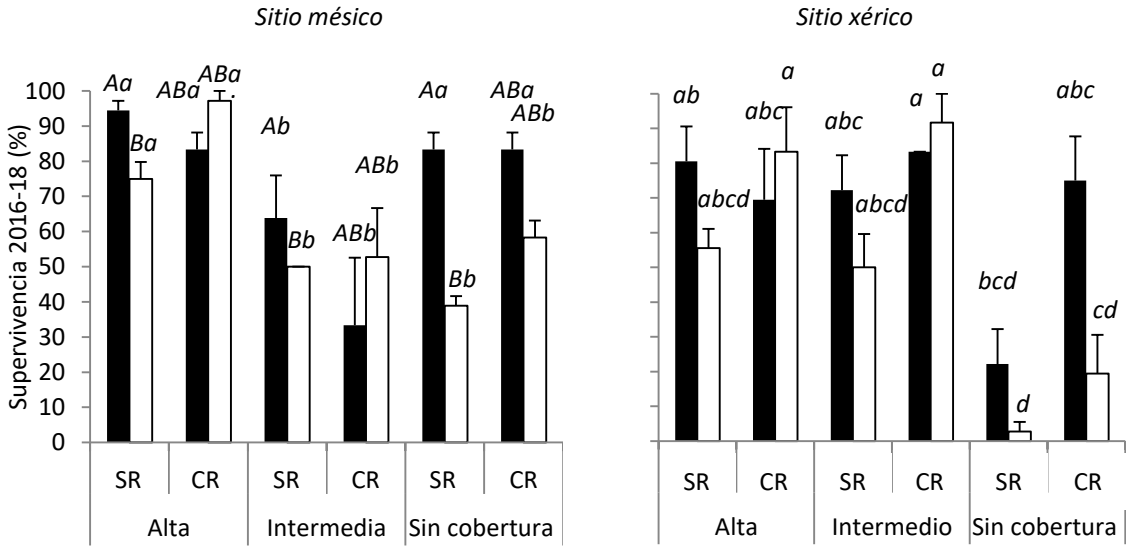


Figura 6.10. Supervivencia al final de la segunda temporada de crecimiento (2016-18) del Ensayo 2016 para ciprés (negro) y coihue (blanco) sin remoción de la vegetación circundante (SR) y con remoción (CR), en las coberturas alta (mayor a 70% de cobertura), intermedia (30-60%) y sin cobertura, para el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en el sitio mésico mayúscula muestra el efecto de la interacción vegetación circundante-especie y minúscula el efecto de la interacción especie-vegetación circundante; en sitio xérico se muestra el efecto de la interacción cobertura-vegetación circundante-especie. El n por especie por cobertura por vegetación circundante y por sitio es 36.

6.5.2.3.2. Incremento en diámetro de cuello

El diámetro de cuello varió de manera diferente por la cobertura, la vegetación circundante y la especie en cada sitio (Figura 6.13). En el sitio mésico el incremento en DAC se asoció a las interacciones entre los factores estudiados: vegetación circundante-especie (p = 0,019), cobertura-especie (p = 0,009) vegetación circundante-cobertura (p < 0,0001). El coihue creció más que el ciprés tanto con remoción (coihue: 4,75 mm, $_S$ = 0,27, ciprés: 2,84 mm, $_S$ = 0,26, p < 0,0001) como sin remoción (coihue: 2,35 mm, $_S$ = 0,20, ciprés: 1,30 mm, $_S$ = 0,11, p = 0,0005), mientras que el ciprés con remoción y el coihue sin remoción no se diferenciaron entre sí. Respecto a la interacción de la especie con la cobertura, las plantas de ciprés y coihue sin cobertura presentaron los mayores incrementos, y estas a su vez crecieron de manera similar a las de coihue en las otras dos coberturas. Las plantas de ciprés de las coberturas intermedia y alta crecieron significativamente menos que las de coihue y que las de ciprés sin cobertura. Las plantas sin cobertura y con remoción mostraron el mayor incremento en DAC (5,81 mm, $_S$ = 0,40. Crecieron de manera similar las plantas con remoción de la vegetación circundante de las coberturas intermedia (3,79 mm, $_S$ = 0,34) y alta (2,70 mm, $_S$ = 0,21). Estas últimas a su vez tuvieron similar crecimiento que las plantas sin remoción sin cobertura (1,82 mm, $_S$ = 0,20). A su vez, el crecimiento de las plantas sin remoción sin cobertura no se diferenció del de las plantas sin remoción de las coberturas alta (1,72 mm, $_S$ = 0,20) e intermedia (1,71 mm, $_S$ = 0,16) (ver Anexo 7 para p-valores de los contrastes).

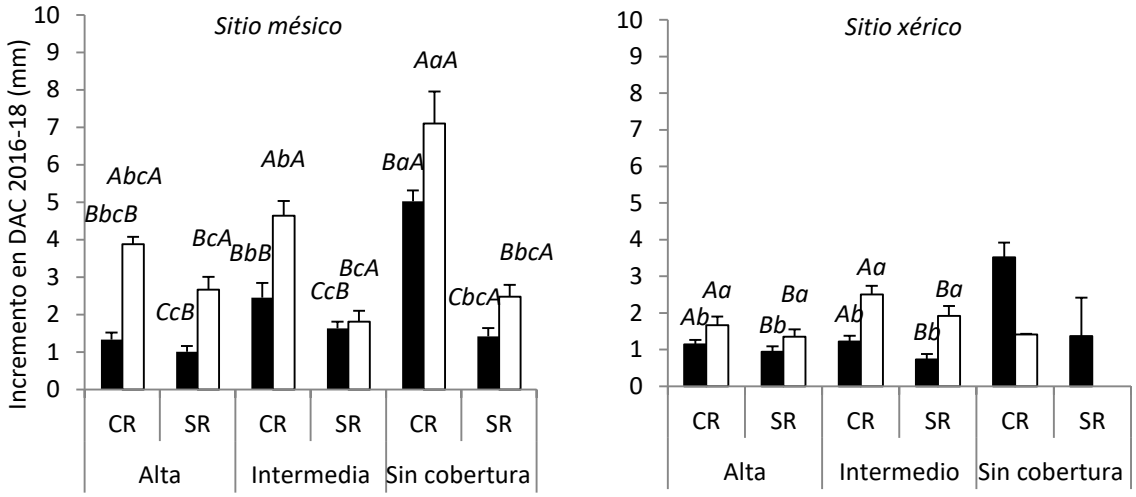


Figura 6.11. Incremento en diámetro de cuello (DAC) al final de la segunda temporada de crecimiento (2016-18) para plantas de ciprés (negro) y coihue (blanco) creciendo con remoción de la vegetación circundante (CR) y sin remoción (SR) en la cobertura alta (mayor a 70% de cobertura), intermedia (30-60%) y sin cobertura para el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en el sitio mésico primera mayúscula indica el efecto de la interacción vegetación circundante-especie y la minúscula el de la interacción vegetación circundante-cobertura y la

segunda mayúscula el efecto de la interacción cobertura-especie. En el sitio xérico se muestra en mayúscula el efecto de la vegetación circundante y en minúscula el efecto de la especie.

Número de muestras	*Ciprés*						*Coihue*					
	Alta		*Intermedia*		*Sin cobertura*		*Alta*		*Intermedia*		*Sin cobertura*	
	CR	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*
Me. Diámetro	*30*	*34*	*12*	*23*	*23*	*21*	*35*	*26*	*19*	*18*	*14*	*13*
Xe. Diámetro	*15*	*17*	*19*	*16*	*15*	*2*	*18*	*13*	*22*	*11*	*2*	*0*

En el sitio xérico el análisis estadístico no incluyó las parcelas sin cobertura por falta de plantas vivas suficientes para la comparación entre los factores estudiados. Sin embargo, el ciprés mostró el mayor incremento en parcelas sin cobertura y con remoción de la vegetación circundante (3,52 mm, $_s$ = 0.41). El incremento en DAC en las coberturas intermedia y alta, fue afectado por la especie ($p < 0,0001$) y por la vegetación circundante ($p = 0,015$). El coihue creció más que el ciprés en ambas coberturas (coihue alta: 1,54 mm, $_s$ = 0,16; coihue intermedia: 2,31 mm, $_s$ = 0,18; ciprés alta: 1,04 mm, $_s$ = 0,10, ciprés intermedio: 0,99 mm, $_s$ = 0,11). Las plantas a las que se le removió la vegetación circundante crecieron más que a las que no se le removió (1,69 mm, $_s$ = 0,11 vs 1,16 mm, $_s$ = 0,12).

6.5.2.3.3. Incremento en altura

El incremento en altura en el sitio mésico fue afectado por la interacción cobertura-vegetación circundante ($p = 0,029$) y marginalmente por la interacción cobertura-especie ($p = 0,077$). Mientras que en el sitio xérico no se observó efecto de ninguno de los factores evaluados (Figura 6.12).

En el sitio mésico las plantas sin vegetación circundante sin cobertura fueron las que más crecieron, aunque su crecimiento fue similar al de las plantas de la cobertura alta con y sin remoción de la vegetación circundante. Las plantas que menos crecieron fueron las de sin cobertura sin remoción, siendo similar su crecimiento al de las plantas de la cobertura intermedia con y sin remoción. Respecto de la cobertura y la especie, las plantas de coihue de la cobertura alta mostraron el mayor crecimiento (33,16 cm, $_S$ = 2,34). El incremento de coihue fue similar en la cobertura intermedia (15,22 cm, $_S$ = 3,86) y sin cobertura (18,77 cm, $_S$ = 4,306), y similar al del ciprés en todas las coberturas (16,78 cm, $_S$ = 1,71 sin cobertura; 14,42 cm, $_S$ = 1,01 con cobertura alta; 12,2 cm, $_S$ = 1,31 con cobertura intermedia, ver anexo 7 por p-valores de los contrastes).

En el sitio xérico no se observaron diferencias significativas entre tratamientos y algunas plantas mostraron disminución de la altura debido al marchitamiento del ápice (Figura 6.12). El incremento promedio en altura en este sitio fue de 9,72 cm ($_S$ = 0,61).

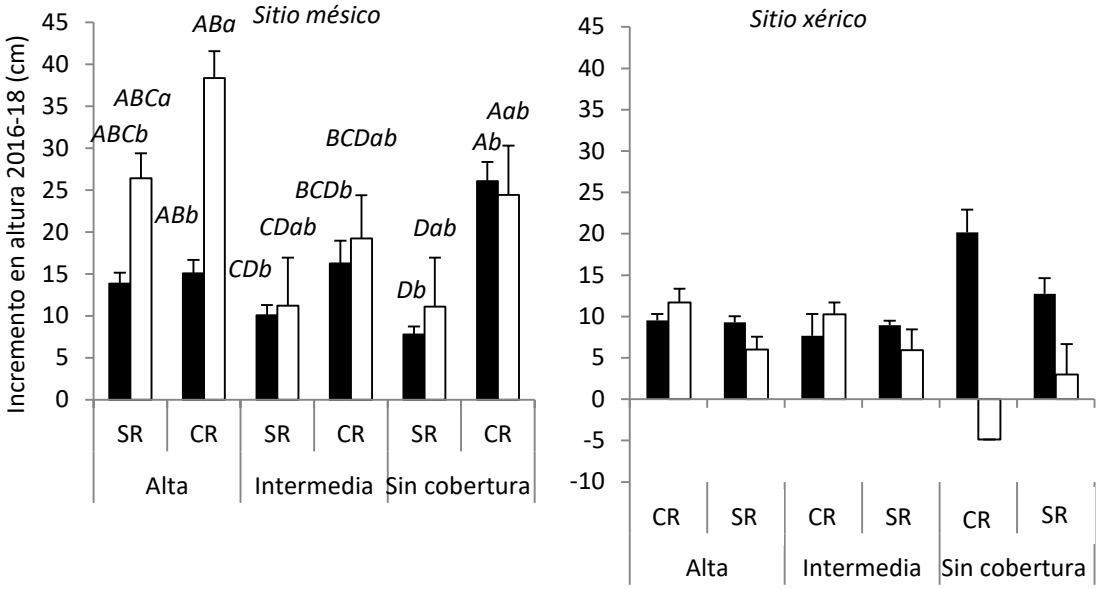


Figura 6.12. Incremento en altura al final de la segunda temporada de crecimiento (2016-18) para plantas de ciprés (negro) y coihue (blanco) creciendo con remoción de la vegetación circundante (CR) y sin remoción (SR) en las coberturas alta (mayor a 70% de cobertura), intermedia (30-60%) y sin cobertura para el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en el sitio mésico mayúscula indica el efecto de la interacción cobertura-vegetación circundante y la minúscula el efecto marginal de la cobertura–especie.

Número de muestras	*Ciprés*						*Coihue*					
	Alta		*Intermedia*		*Sin cobertura*		*Alta*		*Intermedia*		*Sin cobertura*	
	CR	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*
Me. Altura	*30*	*34*	*12*	*23*	*29*	*30*	*35*	*27*	*19*	*18*	*19*	*14*
Xe. Altura	*26*	*29*	*30*	*23*	*24*	*8*	*28*	*20*	*33*	*18*	*7*	*1*

6.5.2.4. Ensayo 2016/2: Efecto de la vegetación circundante y la protección artificial en las parcelas sin cobertura

6.5.2.4.1. Vitalidad y supervivencia

La vitalidad de los plantines con protección artificial pero sin vegetación circundante al final de la primera temporada fue mejor que la de los que permanecieron con vegetación (Tabla 6.7).

La supervivencia también fue afectada en cada sitio de diferente manera por los factores estudiados (especie, vegetación circundante y protección) (Figura 6.13). En el sitio mésico la supervivencia fue distinta por especie (p = 0,001) Las plantas de ciprés tuvieron mayor supervivencia que las de coihue (84 vs 61%).En el sitio xérico la supervivencia estuvo afectada por la protección (p = 0,001 y por la interacción especie-vegetación circundante (p = 0,020). Las plantas con protección del sitio xérico tuvieron mayor supervivencia (60 vs 30%). Las plantas a las que se le removió la vegetación circundante tuvieron mayor supervivencia (ciprés: 86% vs 42%, p = 0,002; coihue: 42% vs 10%, p = 0,050), aunque el efecto fue marginal en el coihue, y el ciprés

mostró mayor supervivencia que el coihue cuando se le removió la vegetación circundante (64 vs 26%, p = 0,003).

Tabla 6.7. Porcentaje de plantas por tratamiento para cada categoría de vitalidad al finalizar la primera temporada de crecimiento y cantidad de plantas (n). Vitalidad: 0 = Planta sin hojas marchitas, 1 = planta con más del 60 % del follaje verde, 2 = planta con entre 40 y 95 % del follaje marchito, 3 = planta completamente marchita pero que conserva cierta elasticidad en ramas y tallo.

			Mésico				*Xérico*			
Cobertura	*Con vegetación circundante*	*Vitalidad*	*Ciprés*		*Coihue*		*Ciprés*		*Coihue*	
			%	*n*	*%*	*n*	*%*	*n*	*%*	*n*
Sin cobertura con protección artificial	*Si*	*0*	69,44	25	16,67	6	30,56	11	5,56	2
		1	19,44	7	50,00	18	44,44	16	13,89	5
		2	2,78	1	13,89	5	5,56	2	8,33	3
		3	0		0		0		11,11	4
	No	*0*	75,00	27	44,44	16	100,00	36	13,89	5
		1	8,33	3	25,00	9	0		69,44	25
		2	0		11,11	4	0		11,11	4
		3	0		0		0		2,78	1

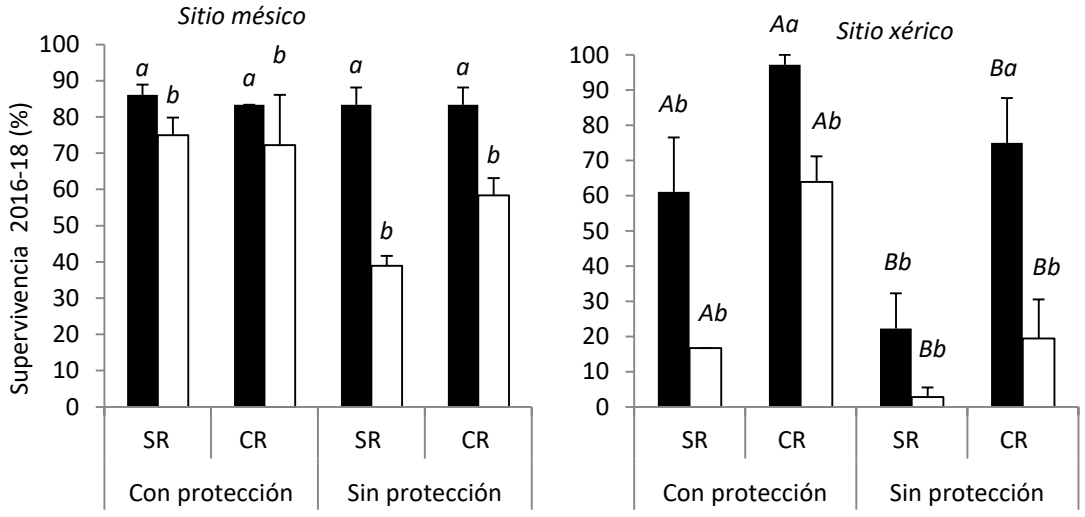


Figura 6.13. Supervivencia al final de la segunda temporada de crecimiento (2016-18) en las parcelas sin cobertura para plantas de ciprés (negro) y coihue (blanco) con remoción de la vegetación circundante (CR) y sin remoción (SR), utilizando protectores artificiales (Con protección) y sin ellos (Sin protección), para el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05). En el sitio mésico se muestra el efecto de la especie. En sitio xérico la mayúscula indica el efecto de la protección, la minúscula el de la interacción vegetación circundante-especie. El n por especie por vegetación circundante por protección y sitio es de 36.

6.5.2.4.2. Incremento en diámetro de cuello

El incremento en DAC varió en el sitio mésico por el efecto de la protección (p = 0,003), por la vegetación circundante (p < 0,0001) y por el de la especie (p = 0,013) (Figura 6.14 y 6.15). Las

plantas sin protección presentaron mayor crecimiento respecto a las que tenían protección (3.90 mm, $_S$ = 0,33 vs 2.86 mm, $_S$ = 0,241). Las plantas con remoción de la vegetación circundante fueron las de mayor crecimiento (4,90 mm, $_S$ = 0,29 vs 1,71 mm, $_S$ = 0,136). Las plantas de coihue crecieron más que las plantas de ciprés (3,88 mm, $_S$ = 0,63 vs 2,85 mm, $_S$ = 0,20).

En el sitio xérico, no se pudo incluir en el análisis estadístico a las plantas sin protección por falta de plantas vivas suficientes para hacer las comparaciones. Sin embargo, se observa que las plantas sobrevivientes sin protección con remoción de la vegetación circundante crecieron más que aquellas sin remoción. El incremento en DAC de las plantas con protección fue afectado por la vegetación circundante (p = 0,0005), las plantas con remoción crecieron más que a las que se le mantuvo la vegetación circundante (2,57 mm, $_S$ = 0,25 vs 0,85 mm, $_S$ = 0,25).

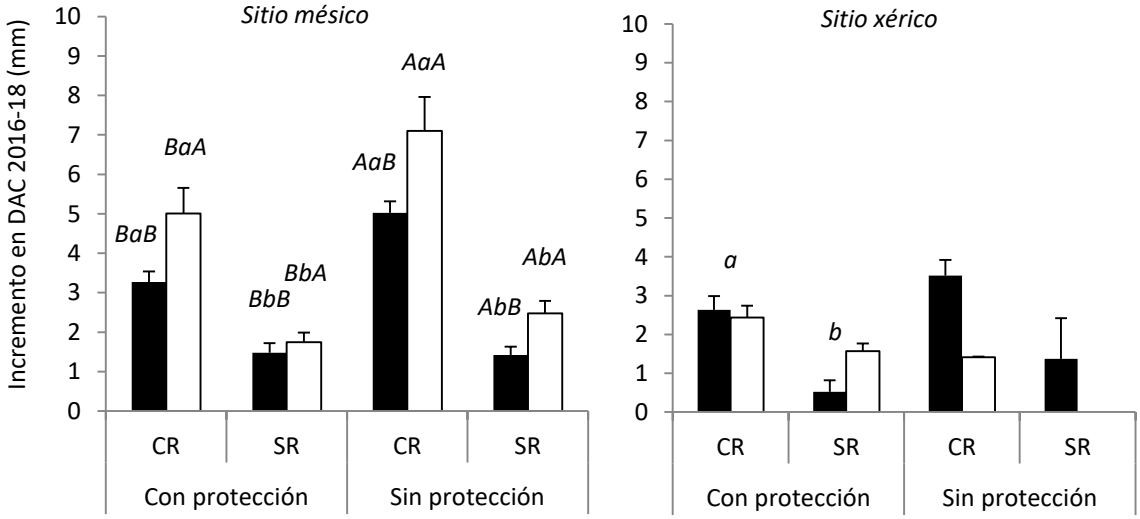


Figura 6.14. Incremento en diámetro de cuello (DAC) al final de la segunda temporada de crecimiento (2016-18) en las parcelas sin cobertura para plantas de ciprés (negro) y coihue (blanco) con remcoión de la vegetación circundante (CR), sin remoción (SR), utilizando protectores artificiales (Con protección) y sin ellos (Sin protección), para el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en el sitio mésico la primera mayúscula indica el efecto de la protección, la minúscula el de la vegetación circundante y la segunda mayúscula el de la especie; en el sitio xérico se muestra el efecto de la vegetación circundante.

Número de muestras	*Ciprés*				*Coihue*			
	CP		*SP*		*CP*		*SP*	
	CR	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*
Mésico Diámetro	*22*	*21*	*23*	*21*	*22*	*24*	*14*	*13*
Xérico Diámetro	*19*	*9*	*15*	*2*	*10*	*4*	*2*	*0*



Figura 6.15. Plantas de ciprés (izquierda) y coihue (derecha) creciendo sin cobertura, con protección artificial y con remoción de la vagetación circundante, en el sitio mésico (segunda temporada de crecimiento).

6.5.2.4.3. Incremento en altura

El incremento en altura fue afectado de diferente manera por los factores evaluados en ambos sitios (Figura 6.16). En el sitio mésico el incremento fue afectado por la vegetación circundante ($p < 0,0001$) y por la especie ($p = 0,002$), y en el xérico por la especie ($p = 0,0034$).

En el sitio mésico las plantas de coihue crecieron más que las de ciprés (20,88 cm, $_S = 3,06$ vs 17,48 cm, $_S = 1,22$). Las plantas con remoción de la vegetación circundante crecieron más que a las que se les mantuvo la vegetación circundante (27,16 cm, $_S = 2,21$ vs 10,42 cm, $_S = 1,54$). En el sitio xérico las plantas de ciprés crecieron más que las de coihue (16,21 cm, $_S = 0,96$ vs -0,20 cm, $_S = 2,49$).

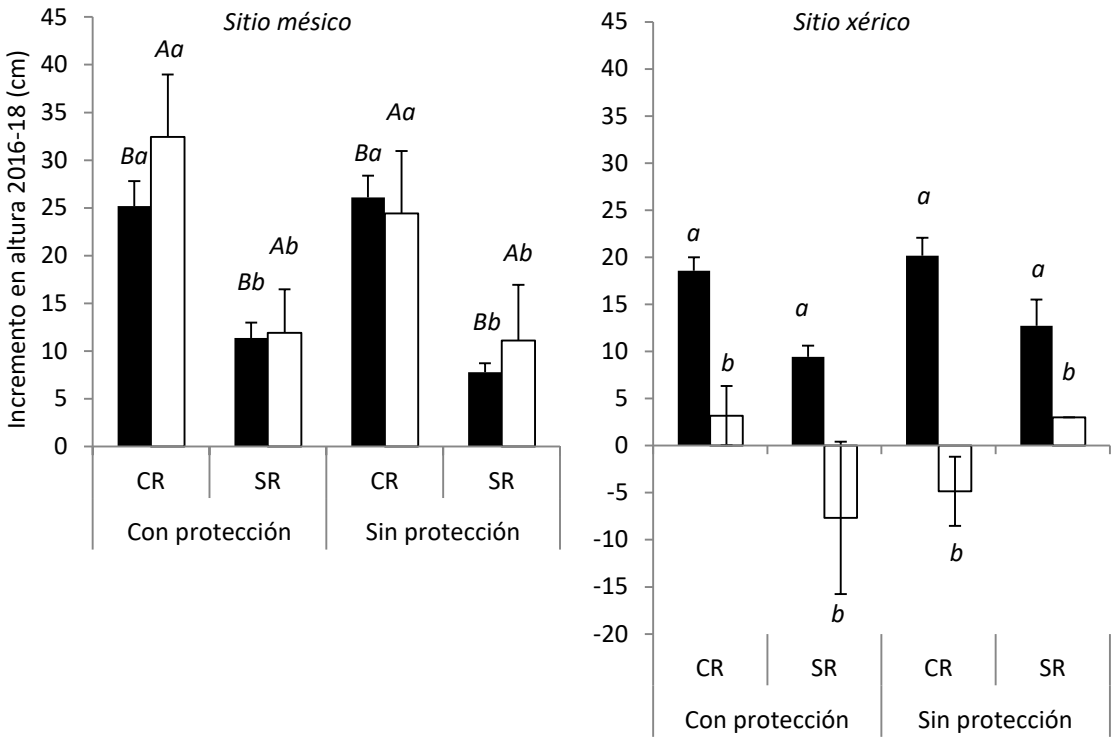


Figura 6.16. Incremento en altura al final de la segunda temporada de crecimiento (2016-18) en las parcelas sin cobertura para plantas de ciprés (negro) y coihue (blanco) con remoción de la vegetación circundante (CR), sin remoción (SR), utilizando protectores artificiales (Con protección) y sin ellos (Sin protección), para el sitio mésico y el sitio xérico. Letras en común indican que no se detectaron diferencias significativas (p > 0,05): en el sitio mésico se muestra en mayúscula el efecto de la especie y en minúscula el efecto de la vegetación circundante; en el sitio xérico se muestra el efecto de la especie.

Número de muestras	*Ciprés*				*Coihue*			
	CP		*SP*		*CP*		*SP*	
	CR	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*	*CR*	*SR*
Mésico Altura	*30*	*31*	*29*	*30*	*27*	*27*	*19*	*14*
Xérico Altura	*35*	*22*	*24*	*8*	*22*	*6*	*7*	*1*

6.6. DISCUSIÓN

Las plantas de ciprés y coihue mostraron comportamientos diferentes en el sitio mésico y en el xérico al ser sometidas a los factores estudiados en ambos ensayos. En condiciones ambientales similares a las históricas (Ensayo 2016), en el sitio mésico se observan una serie de interacciones entre los factores que afectan el crecimiento que no tienen lugar en el sitio xérico. Mientras que en condiciones ambientales más rigurosas (Ensayo 2015), las interacciones se dieron en el sitio xérico. Al evaluar los efectos de la cobertura boscosa y la vegetación circundante, las plantas de ambas especies en el sitio xérico sólo muestran efectos en la supervivencia e incremento en diámetro, mientras que en el mésico se observan efectos también sobre el incremento en altura. Al evaluar en las parcelas sin cobertura del dosel, los efectos de la

protección artificial y de la vegetación circundante de ambas especies, se observan efectos en ambos sitios tanto en la supervivencia como en el crecimiento.

6.6.1. Efectos sobre la supervivencia

En el sitio mésico existe mayor humedad que en el xérico, lo cual favorecería la supervivencia de ambas especies. Esta última fue algo mayor en el sitio mésico sólo en el Ensayo 2016. En el Ensayo 2015 el comportamiento no fue el esperado, probablemente debido a que las condiciones ambientales de la primera temporada de crecimiento fueron tan extremas (alta temperatura y baja humedad, ver apartado 5.4.2.2.), que limitaron muy fuertemente la supervivencia tanto en el sitio xérico como en el mésico. Varios autores han reportado que veranos cálidos y secos afectan el establecimiento del ciprés, disminuyendo su supervivencia no sólo en sitios xéricos sino también en los mésicos (Veblen et al. 1995, Villalba y Veblen 1997, Kitzberger et al. 2000, Urretavizcaya et al. 2012).

En ambos sitios el ciprés muestra en general mayor supervivencia que el coihue, aunque el coihue puede equiparar al ciprés en el sitio mésico bajo cobertura. Esto indicaría que el ciprés es más tolerante a la falta de humedad que el coihue como ha sido sugerido en el Capítulo 5. Este comportamiento puede estar relacionado a diferencias entre las dos especies en los mecanismos fisiológicos que se desencadenan cuando las demandas evaporativas aumentan. Para evadir el estrés hídrico, el ciprés cierra sus estómas en respuesta a altas demandas evaporativas (Gyenge et al. 2007), lo que permite que la planta pueda mantener cierta cantidad de agua en sus tejidos. Sin embargo esta estrategia puede implicar el riesgo de fotoinhibición o daño celular por sobrecalentamiento, como también se ha citado para otras especies (Gyenge et al. 2007), mecanismo que puede tener lugar en sitios xéricos sin cobertura del dosel. Bajo condiciones desecantes similares, el coihue no ha mostrado esta estrategia (Scholz et al. 2014), aumentando por el contrario su conductancia estomática (Read and Hill 1985, Zúñiga et al. 2006, Jiménez-Castillo et al. 2011). Este comportamiento y la alta vulnerabilidad de las hojas de coihue a la cavitación puede resultar en su deshidratación, seguida por abscisión, comprometiendo la integridad de la planta (Scholz et al. 2014).

La cobertura del dosel parece tener un rol importante en la supervivencia de ambas especies. Se ha sugerido en sitios mésicos que una alta cobertura del dosel beneficia la supervivencia de las plantas de ciprés tanto en condiciones secas y como húmedas (Urretavizcaya et al. 2012), lo que coincide con los resultados de este estudio. El coihue si bien en sitios húmedos presenta afinidad por sitios abiertos (Müller-Using y Schlegel 1980, Dezzotti 1996, Amoroso y Larson 2010), en condiciones mésicas y xéricas necesita protección del dosel dado que no cuenta

con estrategias para evitar los efectos de la falta de humedad y las altas demandas evaporativas como se explicó anteriormente. En estos sitios la sombra disminuye la diferencia de presión de vapor entre las hojas y el ambiente mejorando el estatus hídrico de las plantas (Maestre et al. 2009, Urretavizcaya et al. 2012).

En ambos sitios se observa que una cobertura boscosa favorece la supervivencia, aunque en el sitio mésico cuando las condiciones de temperatura y precipitaciones de la temporada fueron similares a las medias históricas, los cipreses plantados sin cobertura lograron equiparar su supervivencia respecto a los plantados bajo cobertura. Esto indicaría que en el sitio mésico ciprés encontró un régimen de humedad suficiente como para tolerar la alta radiación, es decir, que bajo estas condiciones ambientales no requeriría de especies nodrizas o protección, como sí requiere en sitios o años más secos (Gobbi y Schlichter 1998, Loguercio 1997, Rovere 2000, Urretavizcaya y Defossé 2013). Por otro lado, la falta de cobertura en condiciones ambientales extremas puede ser letal en estas especies, tanto en sitios mésicos como en xéricos (Veblen et al. 1995, Villalba y Veblen 1997, Kitzberger et al. 2000, Urretavizcaya et al. 2012). Esto puede explicarse por las altas temperaturas que se registran en el suelo bajo estas condiciones (mayores a 40 °C), que provocan el sobrecalentamiento a nivel del cuello y la posterior muerte de las plantas (Kitzberger et al. 2000, Letourneau et al. 2004, Gyenge et al. 2007). Sin embargo, en sitios sin cobertura del dosel la protección artificial podría contribuir a disminuir la mortalidad, al proteger el suelo circundante a la planta del sobrecalentamiento en los estadios iniciales (Urretavizcaya y Defossé 2013).

En este estudio se observó que en condiciones ambientales similares a la media histórica, la supervivencia en las parcelas sin cobertura es favorecida por la protección artificial en el sitio xérico, llegando a equiparar los porcentajes de supervivencia bajo cobertura de dosel cuando se combina con la eliminación remoción de la vegetación circundante. Urretavizcaya y Defossé (2013) mostraron que los protectores producen un efecto significativo en las condiciones micro-ambientales alrededor de las plantas, especialmente al final de la temporada, con una disminución de entre 10 y 20 °C de temperatura del suelo respecto al de plantas sin protección. Bergez y Dupraz (2009) mostraron que cuando el sol alcanza el zenit, la temperatura dentro del protector es significativamente menor que la registrada fuera de él. Del Campo et al. (2006) mostraron a su vez, que dentro de los protectores se produce un efecto de condensación, que puede mejorar la humedad alrededor de las plantas. En este estudio la protección artificial sólo tuvo un efecto negativo en el sitio mésico sobre el crecimiento en diámetro (de un 20% respecto a plantas sin protección), mientras que en la supervivencia y el incremento en altura no se observó efecto, esto último coincidiendo con lo reportado para el ciprés por Urretavizcaya et al. (2017). Estos hallazgos permiten especular que las tareas de restauración activa mediante plantación con

protección artificial en sitios xéricos de bosque de ciprés degradado severamente por mal del ciprés y ganado pueden resultar exitosas, acelerando la recuperación de la cobertura boscosa, apoyando lo concluido por Urretavizcaya y Defossé (2013).

En los sitios secos se ha sugerido que los efectos netos de interacciones competitivas y facilitadoras varían a los largo de gradientes espaciales y temporales de estreses abióticos (Bertness y Callaway 1994, Holmgren et al. 1997, Callaway 2007). Estreses ambientales extremadamente bajos o altos parecen impedir la facilitación (Brooker et al. 2008). En condiciones ambientales similares a las medias históricas, en el sitio xérico la supervivencia fue mayor en plantas a las que se le removió la vegetación circundante, compuesta principalmente por pastos y hierbas. En el sitio mésico este efecto no fue detectado, siendo similar la supervivencia entre plantas con y sin remoción, independientemente de la cobertura boscosa. Gobbi (1999) sugirió para regeneración natural de ciprés, que en sitios mésicos y sin déficit hídrico, las plantas de esta especie están asociadas con hierbas y pastos densos y cortos, indicando un efecto protector por parte de la vegetación circundante. Si bien nuestros resultados en el sitio mésico no muestran esta misma tendencia, no parece haber un efecto negativo de la vegetación circundante sobre la supervivencia. Asimismo en el sitio mésico y bajo todos los niveles de cobertura del dosel, se observaron diferencias en la supervivencia entre ambas especies en favor del ciprés cuando se mantuvo la vegetación circundante. Esto podría indicar una mayor sensibilidad relativa a la competencia de la vegetación circundante de coihue frente al ciprés. De los resultados se deduce que en el sitio xérico el principal factor limitante para la supervivencia sería la humedad y de allí la importancia de disminuir la presencia de pastos y hierbas en la proximidad inmediata del plantín en la tareas de restauración. Asimismo en el sitio mésico una reducción de esta competencia, si bien no muestra beneficios en la supervivencia, si lo puede mostrar en el crecimiento de las plantas tanto en diámetro como en altura.

6.6.2. Efectos sobre el crecimiento

Cuando las condiciones climáticas son similares a las medias históricas, la falta de cobertura arbórea en el sitio mésico mejora el crecimiento en diámetro de ambas especies en comparación con las plantas que crecen bajo cobertura, y favorece el crecimiento en altura del coihue respecto al ciprés. Esta tendencia inversa entre el diámetro de cuello y la cobertura había sido reportada para el ciprés en sitios xéricos por Dalla Salda y Schlichter (2005) y Urretavizcaya et al. (2017). En este sitio, ambas especies crecieron en altura de manera similar en todas las coberturas. Este resultando no era esperado, ya que los antecedentes indican una afinidad del coihue por sitios abiertos (Müller-Using y Schlegel 1980, Dezzotti 1996, Amoroso y Larson 2010b). Este

comportamiento indicaría que aún en condiciones como las del sitio mésico evaluado, la humedad no es suficiente para que el desarrollo de coihue sin cobertura sea mejor que bajo dosel.

En condiciones climáticas más extremas se observa que el crecimiento en diámetro y altura es similar para plantas bajo cobertura alta e intermedia. Esto indicaría que a pesar de las condiciones desecantes, dada una alta cobertura del dosel, los efectos contrapuestos de mayor competencia por agua y de facilitación por disminución de la radiación por parte del dosel arbóreo, se encuentran compensados presentando un balance neutro. De esta manera las plantas pueden crecer en la misma magnitud en coberturas altas que plantas en coberturas intermedias. Estos resultados coinciden con la tendencia reportada para el crecimiento en altura de ciprés por Urretavizcaya et al. (2017) y de ambas especies por Pafundi et al. (2016).

En el sitio xérico bajo condiciones ambientales similares a la medias históricas, los crecimientos en altura de las plantas de ciprés y coihue bajo distinta cobertura y nivel de vegetación circundante fueron similares. El crecimiento en diámetro fue afectado por la vegetación circundante, mostrando mayor crecimiento las plantas con remoción, y por la especie, siendo mayor el de coihue bajo cobertura. Sin cobertura, el coihue creció menos que el ciprés, incluso presentando decrecimiento por marchitamiento del ápice, aún con protección artificial. Esto indica que no es recomendable la plantación de coihue en sitios xéricos sin cobertura y sin remoción de la vegetación circundante, aun utilizando protección artificial. Si bien la protección posibilita la supervivencia, la tasa de crecimiento es muy baja, probablemente debido a la falta de humedad.

6.7. CONCLUSIONES

De este estudio se desprende que la restauración activa y el enriquecimiento forestal mediante plantación de ciprés y coihue son muy recomendables en sitios mésicos y xéricos, si se realiza bajo una cobertura del dosel de al menos 30%. En estas condiciones se observan tasas de supervivencia superiores a 50% cuando las condiciones ambientales de desarrollo son normales o ligeramente secas. Para plantaciones en sitios sin cobertura arbórea, es altamente recomendable el uso de protección artificial, ya que si bien puede provocar una menor tasa de crecimiento, puede duplicar la supervivencia, especialmente en sitios xéricos. A su vez, es recomendable la remoción de pastos y hierbas en la proximidad inmediata del plantín cuando se planta en sitios xéricos, porque favorece la supervivencia, y en sitios mésicos, porque favorece el crecimiento, independientemente del grado de cobertura del dosel. Por último, el ciprés tiene mayor capacidad que el coihue para tolerar la combinación de alta radiación y baja humedad, por lo cual

en sitios xéricos con menor protección debería elegirse el ciprés para la plantación. En estos sitios pero con protección del dosel y en sitios mésicos con protección del dosel o artificial, ambas especies son recomendables para su plantación. Estos resultados son auspiciosos para la puesta en práctica del enriquecimiento de los bosques puros de ciprés con coihue y en especial, para la restauración activa de los bosques degradados por mal del ciprés de la región.

Los resultados permiten afirmar que la hipótesis 3 se cumple por cuanto los efectos de la cobertura del dosel (luz) fueron diferentes entre los sitios mésico y xérico. Además el coihue ve más favorecido su crecimiento que ciprés ante condiciones de alta luminosidad, mientras la humedad no es una limitante, aunque en ocasiones este efecto puede no ser significativo. La hipótesis 3 se cumple también teniendo en consideración que el ciprés es menos susceptible, en términos de supervivencia, a la falta de humedad representada por el sitio xérico, que el coihue, y que condiciones protegidas, representadas por la cobertura del dosel y por la protección artificial, favorecen la supervivencia de ambas espacies.

CAPÍTULO 7: IMPLICANCIAS DE LOS RESULTADOS PARA EL MANEJO DE BOSQUES MIXTOS DE CIPRÉS DE LA CORDILLERA Y COIHUE Y PARA LA RESTAURACIÓN DE BOSQUES AFECTADOS POR MAL DEL CIPRÉS

En este Capítulo se integran los resultados de los capítulos anteriores como implicancias para el manejo forestal de los bosques mixtos de ciprés de la cordillera –en adelante ciprés- y coihue. Se presentan además herramientas para el diseño de estructuras meta para los bosques mixtos de ciprés y coihue en la etapa de conducción y regeneración, y simulaciones de crecimiento bajo manejo usando el IAF como variable de control de ocupación del espacio de crecimiento. Por último, se registran las necesidades de investigación.

7.1. INDICE DE ÁREA FOLIAR DEL DOSEL: SU RELACIÓN CON EL INCREMENTO EN VOLUMEN Y LA EFICIENCIA DE CRECIMIENTO DEL DOSEL Y CON EL INCREMENTO EN ALTURA DE LOS RENOVALES

El estudio de las relaciones entre el área foliar, el crecimiento y la eficiencia de crecimiento del dosel generó conocimientos con implicancia para el diseño de estructuras de rodales mixtos de ciprés-coihue en la etapa de conducción y de la renovación del rodal.

7.1.1 Implicancias para la etapa de conducción

Si uno de los objetivos de manejo fuera producir madera de coihue de grandes dimensiones para aprovechar su mayor eficiencia y promover la producción del rodal, es necesario desde la etapa temprana que los coihues de mejor forma, sanidad y vitalidad sean liberados de sus competidores directos. Esta intervención tendría como meta que los árboles selectos alcancen el dosel superior a edades tempranas, diferenciándose como dominantes y codominantes, y acumulando mayor área foliar. Estos árboles tendrían alta eficiencia, lo que se traduciría en un mayor incremento en volumen.

En la medida que el rodal evoluciona, en una etapa posterior, el aumento del IAF paulatinamente ocasiona una reducción de la eficiencia de crecimiento individual. Para compensar esa reducción de la eficiencia y mantener alto el crecimiento del rodal es necesario que la proporción del IAF del estrato superior siga aumentando. Ello se lograría mediante la liberación de espacio de crecimiento a través de una secuencia de raleos por lo bajo hasta que los árboles selectos alcancen las dimensiones de cosecha.

El ciprés por su parte aunque requiere de espacio para crecer, presenta una eficiencia de crecimiento, menor que la de coihue, que depende menos del IAF del rodal y tiene escasa diferencia entre estratos. Por ello, para mantener el crecimiento de los cipreses se deben realizar raleos moderados que generen espacios para beneficiar a árboles de ambos estratos. A pesar que

el ciprés es menos sensible a la competencia que coihue, en los sectores que se pretende que alcancen y se mantengan en el estrato superior, es necesario eliminar en forma sostenida a los coihues competidores directos y del estrato superior para asignarle más espacio de crecimiento, y de esa manera, permitir que sigan acumulando área foliar a fin de mantener su crecimiento hasta la cosecha.

7.1.1 Implicancias para la etapa de regeneración

Para la etapa de regeneración y desarrollo juvenil, el estudio del crecimiento de los renovales en relación al IAF del dosel permitió conocer las necesidades para regular la composición temprana del rodal mixto. Para favorecer la participación de ciprés en la regeneración y permitirle un crecimiento de unos 20 cm.año^{-1}, el IAF del rodal debería mantenerse alto (por encima de 4) y sobre todo dominado por ciprés en el estrato superior. Para esto el sector del rodal donde se espera que domine ciprés debe haberse conducido previamente con ese fin. En aquellos sectores donde se desee un predominio de coihue en la regeneración, el IAF del rodal debe ser menor a 4 y preferentemente con mayor participación de ciprés, lo que permitiría que los renovales de coihue crezcan en altura hasta unos 50 cm.año^{-1}. Un IAF de 4 implica un área basal de ciprés de 35 m^2.ha^{-1} y de coihue de 30 m^2.ha^{-1}, ambos en un rodal puro de cada especie, como se verá en el siguiente apartado.

7.2. HERRAMIENTAS PARA LA CONSTRUCCIÓN DE ESTRUCTURAS META DE BOSQUES MIXTOS

En este apartado se integran los resultados de la evaluación de las estructuras de bosque mixto de ciprés y coihue de los objetivos específicos 1 y 2 (Capítulos 3 y 4) para realizar las primeras aproximaciones al diseño de estructuras meta para las etapas de conducción y de regeneración. Se describen las relaciones entre las variables de crecimiento y los parámetros del rodal, definiendo estas estructuras en función del IAF, y su correspondencia en área basal para su fácil interpretación (O'Hara y Valappil 1999, Berril y O'Hara 2007).

7.2.1. Herramientas para relacionar el IAF con el área basal, el número de árboles y el ICV

Con el fin de disponer de herramientas para la simular estructuras de rodales que satisfagan las medidas de conducción descriptas en el apartado 7.1, se ajustaron funciones simples entre el IAF y el área basal (Figura 7.1), y entre el IAF y el ICV (ver anexo 7 para estimación de los modelos y comprobación de supuestos). Con estas funciones se realizaron predicciones del área basal y del ICV para distintos niveles de IAF por especie y estrato.

Es necesario aclarar que estas relaciones no pretenden ser un modelo de crecimiento, para lo que se necesitarían más datos de diferentes calidades de sitio, densidades, edades, etc., sino ser una herramienta simple para evaluar estructuras metas posibles para la toma de decisiones del manejo del bosque mixto.

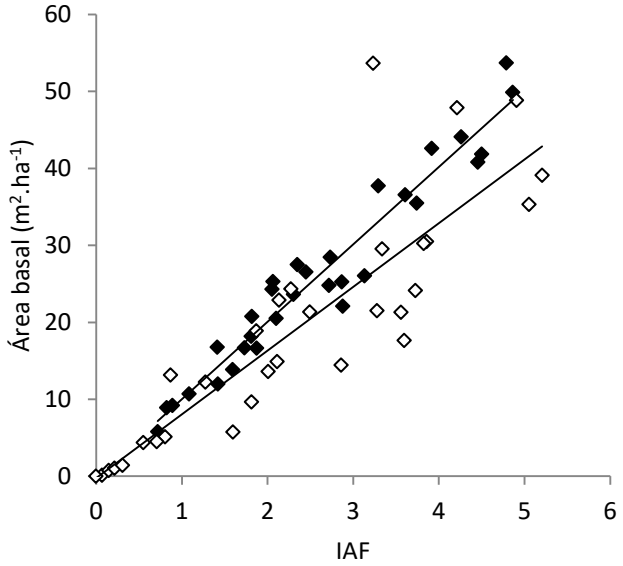


Figura 7.1. Relación entre el área basal ($m^2.ha^{-1}$) y el índice de área foliar (IAF) de ciprés (negro) y de coihue (blanco). Se muestran datos de los estudios de las estructuras de los objetivos específicos 1 y 2.

El coihue puede tener menos área basal que ciprés para un mismo IAF (ver Figura 7.1). Las funciones ajustadas entre el área basal y el IAF son las siguientes:

$AB_{ciprés} = 10{,}0474 * IAF_{ciprés}$ $R^2 = 0{,}99$ (1)

$AB_{coihue} = 8{,}209 * IAF_{coihue}$ $R^2 = 0{,}91$ (2)

Por otro lado, se ajustó una función no lineal entre el incremento corriente en volumen (ICV) a nivel de rodal y el IAF por especie con los datos de las 10 parcelas del Capítulo 3.

$ICV_{rodal} = 10{,}7853 + 3{,}0187 * IAF_{coihue} - 0{,}7332 * IAF_{coihue} * IAF_{ciprés}$ $R^2 = 0{,}81$ (3)

El modelo muestra buen poder de predicción (Figura 7.2).

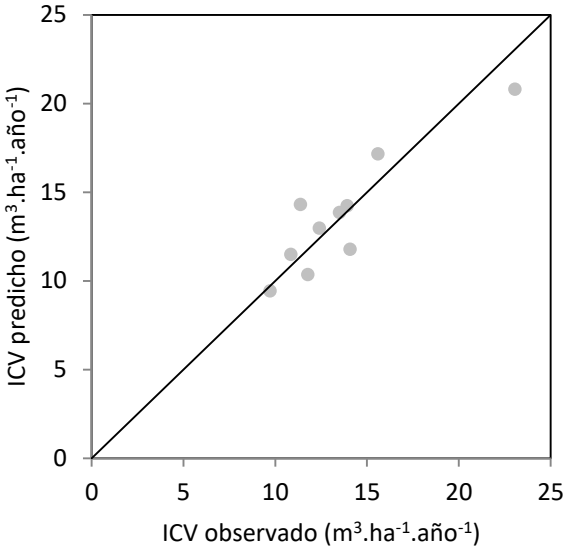


Figura 7.2. Incremento corriente en volumen (ICV) del rodal observado vs predicho. La línea corresponde a 1:1.

Para estimar el ICV por especie a partir del IAF de coihue y de ciprés se ajustó un modelo no lineal por especie a partir de los datos de las 10 parcelas del Capítulo 3.

$$ICV_{coihue} = 8{,}1082 * IAF_{coihue}^{0{,}6919} - 0{,}86026 * IAF_{coihue} * IAF_{ciprés} \quad R^2 = 0{,}88 \quad (4)$$

$$ICV_{ciprés} = 3{,}14832 * IAF_{ciprés}^{0{,}55056} - 0{,}22315 * IAF_{coihue} * IAF_{ciprés} \quad R^2 = 0{,}77 \quad (5)$$

Los modelos muestran también buen poder de predicción (Figura 7.3).

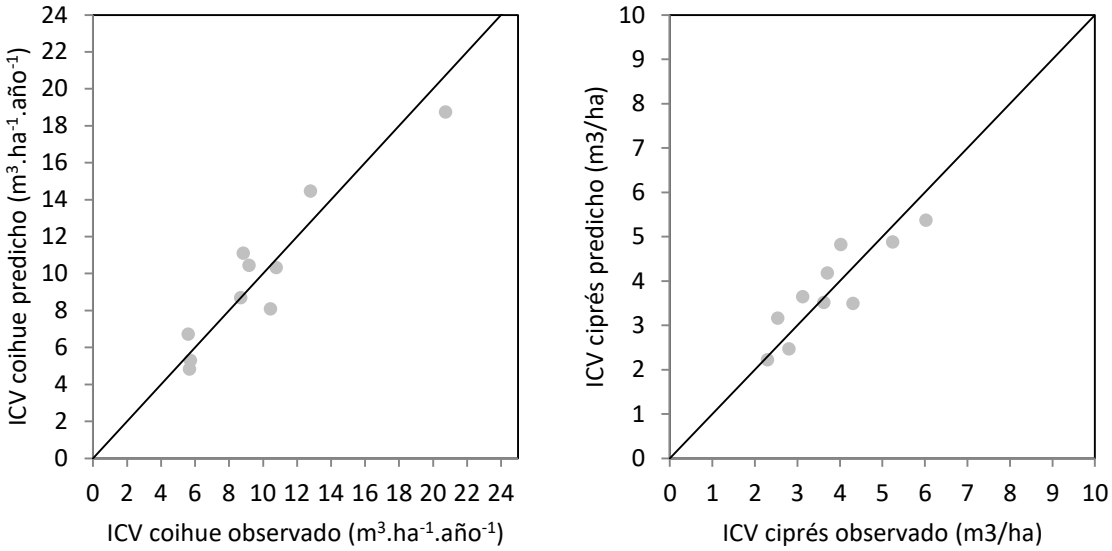


Figura 7.3. Incremento corriente en volumen (ICV) de coihue (izquierda) y de ciprés (derecha) observado vs predicho. La línea corresponde a 1:1.

Se ajustaron asimismo modelos para estimar el incremento en volumen de las especies en el estrato inferior y superior (ver anexo 7):

$ICV_{ciprés\ inferior} = 1,5326*IAF_{ciprés\ inferior}\text{^}0,6007-0,6951*IAF_{ciprés\ inferior}*IAF_{coihue\ inferior}$ $_rR^2=0,87$ (6)

$ICV_{coihue\ inferior}=2,9617*IAF_{coihue\ inferior}\text{^}0,7545-1,1957*\ IAF_{coihue\ inferior}*\ IAF_{ciprés\ inferior}$ $R^2= 0,94$ (7)

$ICV_{ciprés\ superior}=1,4852*\ IAF_{ciprés\ superior}\text{^}0,7834$ $R^2= 0,78$ (8)

$ICV_{coihue\ superior} =3,8639*IAF_{coihue\ superior}\text{^}0,8393$ $R^2= 0,61$ (9)

Los modelos del estrato inferior presentaron mejores coeficientes de correlación que los ajustados con todos los árboles, pero para los del estrato superior el R^2 fue notablemente menor que el de los modelos ajustados con todos los datos. Se probaron modelos para el estrato superior que incluían en IAF de la otra especie en el estrato y con el IAF del rodal y resultaron menos buenos que los presentados. Por ello para estimar el IAF del estrato superior se utilizaron los modelos ajustados con todos los datos.

Por otro lado también se ajustó un modelo no lineal para estimar la eficiencia de crecimiento del rodal (ER) a partir del IAF de ciprés y de coihue con los mismos datos.

$ER = 4,76866*\ IAF_{ciprés}^{\ -0,45178} – 0,08141*\ IAF_{coihue}\ *\ IAF_{ciprés})$ $R² = 0,99$ (10)

El modelo también resultó satisfactorio (Figura 7.4).

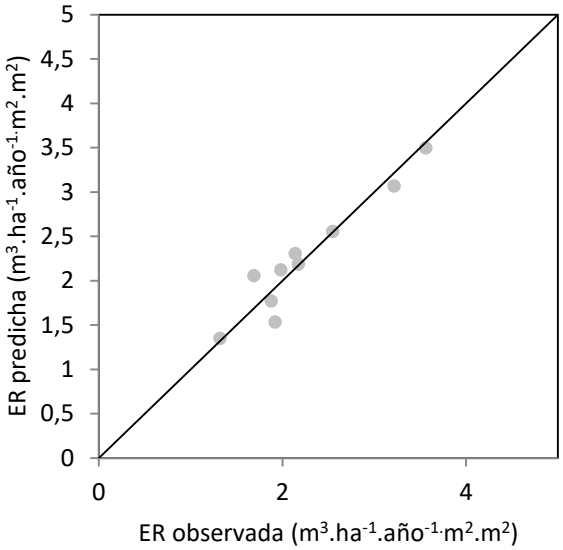


Figura 7.4. Eficiencia de crecimiento del rodal (ER, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}.m^2.m^2$) observado vs predicho. La línea corresponde a 1:1.

7.2.2. Simulación de estructuras meta para la etapa de conducción

Con el fin de aplicar las herramientas antes presentadas, en la Tabla 7.1 se presentan resultados de simulaciones aplicando las recomendaciones de manejo descriptas en el apartado 7.1.

Se ha recomendado que la densidad del rodal bajo manejo se mantenga entre 40 y 60% de la densidad máxima (Drew y Flewelling 1979, Long 1985, O'Hara et al. 2001). Si bien no se dispone de información sobre las densidades máximas de cada especie, se estimó un IAF máximo preliminar para coihue de 10,6, en base al área basal por hectárea (utilizando el modelo 1) de 31 parcelas de máxima densidad que fueron seleccionadas en el estudio de Chauchard et al. (1999). Estas 31 parcelas fueron seleccionadas por tener una densidad (medida en AB) un desvío mayor a la densidad media, de un total de más de 100 parcelas de muestreo de 500 m^2. En el caso del ciprés, no se dispone de una base de datos tan extensa como la de coihue, por lo que para la estimación del IAF máximo preliminar se tuvo en cuenta que la relación teórica entre el IAF y el ICV, tiene un ICV máximo que se alcanza cuando el IAF es aproximadamente la mitad del IAF máximo del rodal (Waring 1983). En los rodales de este estudio no es concluyente que se haya alcanzado el ICV máximo, pero dada la tendencia asintótica de la relación entre el IAF y el ICV observada en ciprés (Figura 3.4), es aceptable suponer que el punto de inflexión se encuentre próximo a un IAF de entre 5 y 6. Esto implicaría que el IAF máximo (máxima ocupación) del ciprés tendría un valor entre 10 y 12. A su vez, de la base de datos disponible para ciprés, compuesta por 88 parcelas, los máximos valores de IAF fueron de entre 8 y 10. Por lo tanto, se tomó como referencia un IAF máximo preliminar de 10 para el ciprés. En base a estos datos se tomó como referencia un IAF máximo preliminar para el bosque mixto de 10, lo que implica un rango de valores bajo manejo con un límite inferior de 4 y uno superior de 6. La Tabla 7.1 muestra el ICV de 9 rodales con distinto porcentaje de IAF respecto al máximo del bosque mixto. Se utilizaron valores de 35%, que representaría una etapa temprana del desarrollo del rodal, y una densidad de 45% respecto al máximo que correspondería a un valor respuesta luego de un raleo.

Para la asignación de IAF en el diseño de estructuras meta de rodales mixtos, se debe considerar también la tolerancia de las especies, ya que muchas combinaciones pueden no ser posibles (O'Hara et al. 2001). En este caso, el coihue es menos tolerante a la sombra que el ciprés. En las estructuras estudiadas al menos el 70% del IAF de coihue se encuentra en el dosel superior, por ello se utilizó esta proporción en la simulación de los rodales con 45% del IAF máximo. La asignación de más IAF de coihue al dosel inferior puede no ser factible por la baja vitalidad que presentarían los árboles bajo dosel en rodales con IAF mayor a 4. En el caso de rodales más

abiertos, mayor asignación de área foliar al estrato inferior parece ser posible, por lo que se usó para las simulaciones un valor de 50% entre estratos.

Cabe destacar que los valores de incremento del rodal y total de las especies presentados en la Tabla 7.1 provienen de la suma de los incrementos por especie y estrato (modelos 4, 5 para el estrato superior y modelos 6 y 7 para el estrato inferior) por ser los modelos que presentan los mejores coeficientes de determinación y a su vez dar el mayor detalle a la caracterización de la estructura. El modelo que estima el ICV del rodal en base al IAF de las especies (modelo 3) presenta una sobreestimación promedio para los rodales de 35% de IAF respecto al máximo, de aproximadamente 32%, y una subestimación promedio cercana al 5% para los rodales de 45% de IAF respecto al máximo, ambos respecto a los valores presentados en la Tabla 7.1. El cálculo del ICV del rodal sumando el ICV de las especies (modelos 4 y 5), presenta una sobrestimación promedio cercana al 9% para los rodales de 35% del IAF máximo, y una subestimación promedio cercana al 7% en los rodales de 45% del IAF, respecto a los presentados en la Tabla 7.1.

Las combinaciones de ambas especies que tienen mayor porcentaje de ciprés muestran los menores ICV del rodal, mientras que las que tienen mayor proporción de coihue presentan ICV superiores. Por ejemplo, para un nivel de ocupación de 45% del máximo IAF y un 70% del IAF asignado al estrato superior, con 80% de IAF de ciprés el ICV máximo del rodal sería 11,6 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$ (Rodal 9, Tabla 7.1), mientras que si el coihue ocupa el 80% de IAF, el ICV del rodal puede alcanzar alrededor de 19,4 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$(Rodal 6, Tabla 7.1).

Si el objetivo del manejo fuera maximizar el crecimiento del coihue, éste debe ocupar la mayor parte del espacio de crecimiento y debe hacerlo mayormente en el estrato superior. Por ejemplo, para una ocupación del espacio de crecimiento de 45% respecto al máximo IAF, con 80% del IAF ocupado por coihue y un 70% del IAF asignado al estrato superior, se obtendría un ICV de coihue cercano a 17 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$ (Rodal 6, Tabla 7.1).

Si el objetivo de manejo fuera maximizar el crecimiento de ciprés, el coihue debe ocupar la menor parte del espacio de crecimiento. Por ejemplo, para una ocupación del espacio de crecimiento de 45% respecto al máximo IAF, un 70% del IAF asignado al estrato superior y con 80% del IAF ocupado por ciprés, se obtendría un ICV de ciprés cercano a 6 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$(Rodal 10, Tabla 7.1).

Si el objetivo fuera promover ambas especies, podría compartirse en igual proporción para las especies el espacio de crecimiento asignado al estrato superior. Esta situación con un 70% del IAF asignado al estrato superior tendría un ICV del rodal de 15 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$, correspondiendo al ICV de coihue 2/3 de ese crecimiento (Rodal 8, Tabla 7.1).

Teniendo en cuenta la mayor tolerancia a la sombra de ciprés frente a coihue y que cuanto más coihue exista en el rodal, mayor es el ICV del rodal, se planteó una asignación diferente del

IAF de las especies para cada estrato, favoreciendo al coihue en el estrato superior y al ciprés en el inferior (Rodales 11, 12 y 13, Tabla 7.1). El rodal 11 asigna el 80% del IAF del estrato superior a coihue y el 80% del IAF del estrato inferior a ciprés, de manera que con un IAF de 45% respecto al máximo y un 70% del mismo asignado al estrato superior, se obtiene un ICV del rodal de 18,2 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$. El rodal 12 de manera similar, asigna 65% del IAF de coihue al estrato superior e igual porcentaje de ciprés al estrato inferior, dando lugar a un ICV del rodal 16,5 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$. El rodal 13, asigna una partición diferente del IAF de la especie según el estrato, de manera que el 80% del IAF del estrato superior corresponde al coihue y el 65% del IAF del estrato inferior corresponde al ciprés, dando lugar a un ICV del rodal de 18,4 $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$. El rodal 13 muestra una eficiencia algo menor que el rodal 6, que es el que presenta mayor crecimiento de los rodales simulados, sin embargo la distribución de las especies entre los estratos del rodal 13, además de propiciar un alto crecimiento del rodal, favorece al ciprés en el estrato inferior aprovechando su menor tolerancia relativa a la sombra. Si el objetivo del manejo fuera maximizar la eficiencia de crecimiento del rodal, el IAF del rodal debe ser bajo y ocupado mayormente por coihue (Rodal 1, Tabla 7.1). Para maximizar la eficiencia de las especies es necesario que el IAF sea bajo, como se observó en el Capítulo 3.

7.2.3. Simulación de estructuras meta para favorecer el crecimiento de los renovales

Las funciones presentadas permitieron también realizar la primera simulación de la estructura del dosel para intentar lograr un incremento de los renovales adecuado. Solo se hizo esta simulación para coihue debido a la baja relación entre el incremento en altura del ciprés con el índice de área foliar del dosel. Partiendo del incremento en altura pretendido del renoval, se determinó el IAF del rodal y la proporción de IAF de coihue total y del estrato superior, en base a los resultados de los estudios del Capítulo 4. A partir de estos parámetros se determinó la participación de las especies por estrato en el IAF del rodal y en área basal.

En la Tabla 7.2 se muestra la estructura de un rodal que permitiría un incremento moderado en altura de los renovales de coihue de 30 $cm.año^{-}$. El IAF y el área basal fueron menores a aproximadamente 3 y 30 $m^2.ha^{-1}$, respectivamente. Ambos rodales presentan menor participación de coihue que de ciprés en el IAF del rodal y el IAF de coihue se encuentra mayormente en el estrato superior, lo que es esperable para esta especie. Cabe destacar que los coeficientes de determinación de algunas funciones utilizadas en la caracterización no son robustos, por lo que es recomendable para futuras investigaciones, seguir ampliando la base de datos de crecimiento de renovales en función del IAF total, por especie y estratos.

Tabla 7.1. Incremento corriente en volumen (ICV, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}$) estimado del rodal, de coihue y de ciprés en el estrato superior (sup, modelo 4 y 5) e inferior (inf, modelo 6 y 7) para distintos porcentajes de índice de área foliar (IAF) respecto al máximo IAF (% IAF máximo) y participación de ciprés y coihue en el IAF del estrato superior e inferior. Área basal (AB, $m^2.ha^{-1}$) estimada por IAF por especie (modelo 1 y 2). Eficiencia de crecimiento del rodal ((ER, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}.m^2.m^2$) estimada en base al IAF de las especies (modelo 10) y eficiencia de crecimiento de la especie por estrato (E, $m^3.ha^{-1}.año^{-1}.m^2.m^2$). IAF máximo preliminar: 10.

Rodal								*Coihue*										*Ciprés*									
N°	*% del IAF máx*	*IAF*	*% IAF sup*	*% IAF inf*	*AB*	*ICV*	*ER*	*% IAF*	*IAF*	*IAF sup*	*IAF inf*	*ICV sup*	*ICV inf*	*AB*	*ICV*	*E sup*	E inf	*% IAF*	*IAF*	*IAF sup*	*IAF inf*	*ICV sup*	*ICV inf*	*AB*	*ICV*	*E sup*	E inf
1	35	2,5	50	50	21	12,5	6,4	*80*	2,0	1,0	1,0	7,9	2,7	16	10,6	7,9	2,7	*20*	0,5	0,3	0,3	1,4	0,5	5	1,9	5,6	2,0
2	35	2,5	50	50	22	11,4	4,9	*65*	1,6	0,8	,0,8	6,7	2,1	13	8,8	8,3	2,6	*35*	0,9	0,4	0,4	1,9	0,7	9	2,6	4,4	1,6
3	35	2,5	50	50	23	10,4	4,2	*50*	1,2	0,6	0,6	5,5	0,9	10	7,1	8,8	2,6	*50*	1,3	0,6	0,6	2,3	0,9	13	3,2	3,7	1,4
4	35	2,5	50	50	24	9,3	3,7	*35*	0.87	0,4	0,4	4,3	1,6	7	5,4	9,8	2,7	*65*	1,6	0,8	0,8	2,7	1,1	16	3,8	3,4	1,4
5	35	2,5	50	50	24	8,1	3,4	*20*	0,5	0,3	0,3	2,9	1,2	4	3,6	11,6	2,2	*80*	2,0	1,0	1,0	3,1	1,4	20	4,5	3,1	1,4
6	45	4,5	70	30	39	19,4	4,7	*80*	3,6	2,5	1,1	14,0	2,8	30	16,8	5,6	2,6	*20*	0,9	0,6	0,3	2,1	0,5	9	2,6	3,3	0,8
7	45	4,5	70	30	40	17,1	3,5	*65*	2,9	2,0	0,9	11,4	2,2	24	13,6	5,6	2,5	*35*	1,6	1,1	0,5	2,8	0,7	16	3,5	2,6	0,6
8	45	4,5	70	30	41	15,0	2,9	*50*	2,3	1,6	1,7	9,0	1,7	18	10,6	5,7	2,5	*50*	2,3	1,6	1,7	3,5	0,9	23	4,4	2,2	0,6
9	45	4,5	70	30	42	13,2	2,6	*35*	1,6	1,1	0,5	6,7	1,2	13	7,9	6,1	2,5	*65*	2,9	2,0	0,9	4,2	1,1	29	5,3	2,0	0,6
10	45	4,5	70	30	44	11,6	2,4	*20*	0,9	0,6	0,3	4,5	0,8	7	5,3	7,2	2,8	*80*	3,6	2,5	1,1	4,9	1,4	36	6,3	1,9	0,6
11	45	4,5	70	30	40	18,2	3,4	s80 i20	2,8	2,5	0,3	14,0	0,8	23	14,8	5,6	2,8	s20 i80	1,7	0,6	1,1	2,1	1,4	17	3,5	3,3	2,2
12	45	4,5	70	30	41	16,5	3,1	s65 i35	2,5	2,0	0,5	11,4	1,2	21	12,6	5,6	2,5	s35 i65	2,0	1,1	0,9	2,8	1,1	20	3,9	2,6	1,0
13	45	4,5	70	30	40	18,4	3,6	s80 i35	3,0	2,5	0,5	14,0	1,2	25	15,2	5,6	2,5	s20 I65	1,5	0,6	0,9	2,1	1,1	15	3,2	3,3	1,8

Tabla 7.2. Estructura de dosel simulada para un incremento en altura de renovales de coihue mínimo de 30 cm/año. IAF: índice de área foliar. AB: área basal.

	IAF rodal	*% IAF ciprés*	*% IAF coihue*	*IAF ciprés*	*IAF coihue*	*AB ($m^2.ha^{-1}$)*
TOTAL	2,8	83	17	2.3	0.5	27,1
CIPRES EST. SUPERIOR		42		1,2		11,6
CIPRES EST. INFERIOR		41		1,2		11,6
COIHUE EST. SUPERIOR			10		0,3	2,2
COIHUE EST. INFERIOR			7		0,2	1,6

Nota: la proporción de IAF de ciprés entre los estratos se definió en 50% por su baja relación con el incremento en altura de los renovales, otras combinaciones arrojarían resultados diferentes en las proporciones de AB, pero no en el incremento en altura de los renovales.

7.4. RESTAURACIÓN Y ENRIQUECIMIENTO FORESTAL CON CIPRÉS Y COIHUE

La restauración, tanto activa como pasiva, de los bosques degradados por mal del ciprés y el enriquecimiento de los bosques puros de ciprés con coihue, resultan posibles a la luz de los conocimientos generados en esta tesis. De los estudios realizados en vivero y a campo sobre las condiciones adecuadas para el desarrollo de plantines de ciprés y coihue, se desprende que la restauración y el enriquecimiento forestal mediante plantación son muy recomendables en sitios mésicos y xéricos, si se realiza bajo una cobertura del dosel de más de 30%. Para la plantación en sitios sin cobertura arbórea, es recomendable el uso de protección artificial, ya que puede aumentar la supervivencia, especialmente en sitios xéricos. A su vez, se sugiere la remoción de pastos y hierbas en la cercanía inmediata del plantín debido a que esta práctica puede aumentar la supervivencia en los sitios xéricos, y el crecimiento en los mésicos. En sitios xéricos sin protección del dosel la especie a seleccionar para su plantación debería ser el ciprés, mientras que con protección del dosel pueden usarse ambas especies, al igual que en sitios mésicos, tanto con protección del dosel, como con protectores artificiales. Estos resultados son auspiciosos para la restauración activa de los bosques degradados por el mal del ciprés y para el enriquecimiento de los bosques puros de ciprés con coihue para la conversión a bosques mixtos, imitando el proceso que se da naturalmente. El objetivo final de estas acciones debería ser producir rodales saludables y productivos de ciprés y coihue, contribuyendo a restaurar sus funciones ecológicas y escénicas.

7.5. NECESIDADES DE INVESTIGACIÖN

Las estructuras delineadas constituyen las primeras aproximaciones a estructuras meta para los bosques mixtos de ciprés y coihue en la etapa de regeneración y de conducción. Futuros estudios deberán ahondar en los ajustes de los IAF máximos de estas especies y en mejorar el poder predictivo de las funciones de estimación del incremento en volumen y eficiencia de

crecimiento a nivel de rodal. Las mejoras deberán basarse en aumentar la base de datos, incluyendo distintas calidades de sitio, edades y densidades.

Asimismo es importante continuar estudiando la relación entre el incremento en altura de los renovales de ciprés y cambios en el espacio de crecimiento disponible, ya que como se comentó en el Capítulo 4, es posible que los cipreses requieran cambios en el espacio de crecimiento cercano para reaccionar con mayor crecimiento.

Dadas las diferencias de crecimiento entre las especies y de sus capacidades de aumentar su área foliar, el desarrollo de las copas actual de los cipreses del estrato superior probablemente no hubiera sido el mismo si el coihue tuviera una edad similar. Por ello, es de importancia determinar que IAF máximo de coihue se debería sostener en el rodal para asegurar un normal desarrollo de ciprés hasta alcanzar dimensiones de cosecha.

A su vez, el coihue demanda espacio de crecimiento desde una etapa temprana, cuando expande su copa y aumenta su área foliar, lo que puede afectar la calidad de la forma del fuste y tamaño de las ramas. Por ello, también es necesario investigar en el coihue la relación entre niveles de ocupación del sitio y la calidad de la madera de los fustes.

Por último, las propuestas de manejo que surgen de esta tesis deberían evaluarse en su aplicación a escala operativa real en unidades experimentales de largo plazo, utilizando el IAF como variable de control de la producción, incluyendo las necesidades de investigación antes mencionadas. Al mismo tiempo estás unidades deberían servir como demostrativas de manejo forestal sustentable de bosques mixtos de ciprés y coihue.

FINANCIAMIENTO DE LA TESIS

Esta tesis fue realizada a través de una beca interna de posgrado del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

Las actividades fueron financiadas por el Ministerio de Ciencia Tecnología e Innovación Productiva de la Nación según Acta Acuerdo Interjuridiccional 12Feb2015 entre el Gobierno Nacional, las Provincias Patagónicas y Miembros Promotores del Centro de Investigación y Extensión Forestal Andino Patagónico (CIEFAP) (Proyecto P4-A2-013); por la Unidad para el Cambio Rural (UCAR), Programa de Sustentabilidad y Competitividad Forestal (Proyecto de Investigación Aplicada 14067); y a través del Proyecto de Unidad Ejecutora 2016 CONICET-CIEFAP (PUE 22920160100128CO).

BIBLIOGRAFIA

Ablan M, Márquez R, Rivas Y, Molina A, Querales J (2011) Una librería en R para validación de modelos de simulación. Ciencia e Ingeniería 32. Edición especial: Jornada de Modelado y Simulación: 117-126.

Albrektson A (1984) Sapwood basal area and needle mass of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) trees in central Sweden. Forestry 57(1):35-43.

Albuniés MR (1998) Relevamiento y estudio del régimen climático de la provincia del Chubut. Informe del plan de trabajo No. 1020. Estación Experimental Agropecuaria Chubut. INTA, Trelew, Chubut, Argentina.

Alder D (1980) Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento: con referencia especial a los trópicos. Vol. 2: Predicción del rendimiento. Roma. FAO. Montes 22/2. 209p.

Amoroso MM, Larson BC (2010a) Can a natural experiment be used as a tool to design partial cuttings regimes? The decline of *Austrocedrus chilensis* forests, an example. Juornal of Forest Research 15:38-45.

Amoroso MM, Larson BC (2010b) Stand development patterns as a consequence of the mortality in *Austrocedrus chilensis* forests. Forest Ecology and Management 259:1981-1992.

Amoroso MM, Daniels LD, Larson BC (2012a) Temporal patterns of radial growth in declining *Austrocedrus chilensis* forests in Northern Patagonia: The use of tree-rings as an indicator of forest decline. Forest Ecology and Management 265:62-70.

Amoroso MM, Suarez ML, Daniels LD (2012b) *Nothofagus dombeyi* regeneration in declining *Austrocedrus chilensis* forests: Effects of overstory mortality and climatic events. Dendrochronologia 30:105-112.

Aranda I, Gil L, Pardos JA (2004) Improvement of growth conditions and gas exchange of *Fagus sylvatica* L. seedlings planted below a recently thinned *Pinus sylvestris* L. stand. Trees 18(2):211-220. doi:10.1007/s00468-003-0296-5.

Arlot S, Celisse A (2010) A survey of cross-validation procedures for model selection. Statistics surveys 4:40-79.

Asner GP, Scurlock JM, Hicke AJ (2003) Global synthesis of leaf area index observations: implications for ecological and remote sensing studies. Global Ecology and Biogeography 12(3):191-205.

Assmann E (1970) The Principles of Forest Yield Study: Studies in the Organic Production, Structure Increment and Yield of Forest Stands. Pergamon Press Oxford.

Bancalari ME, Perry D, Marshall JD (1987) Leaf area-sapwood area relationships in adjacent young Douglas-fir stands with different early growth rates. Canadian Journal of Forest Research 17:174-180.

Bartelink H (1997) Allometric relationships for biomass and leaf area of beech (*Fagus sylvatica* L). En: Annales des Sciences Forestieres. EDP Sciences. Pp 39-50.

Bazzaz FA (1979) The physiological ecology of plant succession. Annual Review of Ecology and Systematics 10:351-371.

Bellot J, De Urbina JO, Bonet A, Sánchez JR (2002) The effects of treeshelters on the growth of *Quercus coccifera* L. seedlings in a semiarid environment. Forestry 75(1):89-106.

Bergez JE, Dupraz C (2009) Radiation and thermal microclimate in tree shelter. Agriculture and Forest Meteorology 149:179-186.

Berkowitz AR, Canham CD, Kelly VR (1995) Competition vs. facilitation of tree seedling growth and survival in early successional communities. Ecology 76:1156–1168.

Berrill JP, O'Hara KL (2007) Patterns of leaf area and growing space efficiency in young even-aged and multiaged coast redwood stands. Canadian Journal of Forest Research 37(3):617-626.

Bertness MD, Callaway R (1994) Positive interactions in communities. Tree 9:191-193.

Biedma J (1967) Toponimia del Parque National Nahuel Huapi. Administración de Parques Nacionales, Buenos Aires, 282 pp.

Binkley D (2003) Seven decades of stand development in mixed and pure stands of conifers and nitrogen-fixing red alder. Canadian Journal of Forest Research 33:2274-2279.

Binkley D, Stape JL, Ryan MG (2004) Thinking about efficiency of resource use in forests. Forest Ecology and Management 193(1-2):5-16.

Bouillet J-P, Laclau JP, Gonçalves JLM, Voigtlaender M, Gava JL, Leite FP, Hakamada R, Mareschal L, Mabiala A, Tardy F, Levillain J, Deleporte P, Epron D, Nouvellon Y (2013) Eucalyptus and Acacia tree growth over entire rotation in single- and mixed-species plantations across five sites in Brazil and Congo. Forest Ecology and Management 301:89-101.

Boyden S, Binkley D, Shepperd W (2005) Spatial and temporal patterns in structure, regeneration, and mortality of an old-growth ponderosa pine forest in the Colorado Front Range. Forest Ecology and Management 219(1):43-55.

Boyer WD (1968) Foliage weight and stem growth of longleaf pine. USDA For. Servo Res. Note SO-86, 2 pp. South. Exp. Stn., New Orleans, Louisiana.

Bran DE, Pérez A, Barrios D, Pastorino MJ, Ayesa JA (2003). Mapa de distribución de "Ciprés de la Cordillera". Comunicación técnica. Área forestal. Ecología Forestal (16).

Brang P, Spathelf P, Larsen JB, Bauhus J, Boncčìna A, Chauvin C, Drössler L, García-Güemes C, Heiri C, Kerr G, Lexer GMJ, Mason B, Mohren F, Mühlethaler U, Nocentini S, Svoboda M (2014) Suitability of close-to-nature silviculture for adapting temperate European forests to climate change. Forestry 87(4):492-503. Doi: doi.org/10.1093/forestry/cpu018.

Bravo-Oviedo A, Pretzsch H, Ammer C, Andenmatten E, Barbati A, Barreiro S, Brang P, Bravo F, Coll L, Corona P, Den Ouden J, Ducey M, Forrester D, Giergiczny M, Jacobsen J, Lesinski J, Löf M, Mason W, Matovic B, Metslaid M, Morneau F, Motiejunaite J, O'reilly C, Pach M, Ponette Q, del Río M, Shor T, Skovsgaard J, Soliño M, Spathelf P, Sterba H, Stojanovic D, Strelcova K, Svoboda M, Verheyen K, Von Lüpke N (2014) European mixed forests: definition and research perspectives. Forest Systems 23:518-533.

Brix H, Mitchell AK (1983) Thinning and fertilization effects on sapwood development and relationship of foliage quantity to sapwood area and basal area in Douglas-fir. Canadian Journal of Forest Research 3:384–389.

Brooker RW, Maestre FT, Callaway RM, Lortie CL, Cavieres LA, Kunstler G, Liancourt P, Tielbörger K, Travis JMJ, Anthelme F, Armas C, Coll L, Corcket E, Delzon S, Forey E, Kikvidze Z, Olofsson J, Pugnaire F, Quiroz CL, Saccone P, Schiffers K, Seifan M, Touzard B, Michalet R (2008) Facilitation in plant communities: the past, the present, and the future. Journal of Ecology 96:18-34.

Brown GS (1965) Point density in stems per acre. Forestry Research Notes No. 38, New Zealand, 1965.

Brown MJ, Parker GG (1994) Canopy light transmittance in a chronosequence of mixed species deciduous forests. Canadian Journal of Forest Research 24:1694-1703.

Bruno JF, Stachowicz JJ, Bertness MD (2003) Inclusion of facilitation into ecological theory. Trends in Ecology & Evolution 18(3):19-125.

Calí S (1996) *Austrocedrus chilensis*: estudio de los anillos de crecimiento y su relación con la dinámica del "mal del ciprés" en el PN Nahuel Huapi, Argentina. Tesis de Licenciatura en Cs Biologicas, Universidad Nacional del Comahue.

Callaway RM (2007) Positive interactions and community organization. En: Callaway RM (ed) Positive interactions and interdependence in plant communities, Springer, The Netherlands. Pp 295-333. doi:10.1007/978-1-4020-6224-7

Callaway RM, Walker LR (1997) Competition and facilitation: a synthetic approach to interactions in plant communities. Ecology 78:1958–1965.

Canham CD (1988) Growth and canopy architecture of shade-tolerant trees: response to canopy gaps. Ecology 69:786-795. doi:10.2307/1941027

Canham CD (1989) Different responses to gaps among shade-tolerant tree species. Ecology 70(3):548-550.

Canham CD, Marks PL (1985) The response of woody plants to disturbance: patterns of establishment and growth. En: Pickett STA, White P (eds) The ecology of natural disturbance and patch dynamics. Academic Press, Orlando, Florida, USA. Pp 197-216.

Canham CD, Berkowitz AR, Kelly VR, Lovett GM, Ollinger SV, Schnurr J (1996) Biomass allocation and multiple resource limitation in tree seedlings. Canadian Journal of Forest Research 26:1521-1530. doi:10.1139/x26-171.

Cannell MG, Dewar RC (1994) Carbon allocation in trees: a review of concepts for modelling. Advances in Ecological Research 25:59-104.

Cannell MG, Grace J (1993) Competition for light: detection measurement, and quantification. Canadian Journal of Forest Research 23:1969-1979.

Caselli M, Urretavizcaya MF, Loguercio GÁ, Defossé GE. 2018. Light and moisture conditions suitable for establishing Andean cypress and coihue beech seedlings in Patagonia: a nursery approach. Forest Science 65(1):27-39. doi:10.1093/forsci/fxy032.

Chaar H, Mechergui T, Khouaja A, Abid H (2008) Effects of tree shelters and polyethylene mulch sheets on survival and growth of cork oak (*Quercus suber* L.) seedlings planted in northwestern Tunisia. Forest Ecology Management 256:722-731.

Chambers JC, Vander Wall SB, Schupp EW (1999) Seed and seedling ecology of Piñon and Juniper species in the pygmy woodlands of Western North America. Botanical Review 65:1-38.

Chauchard LM, Maresca L, Rabino AL, Sbrancia RE (1999) Aplicación de leyes fundamentales de la densidad a bosques de *Nothofagus*: I. Regla de los-3/2 o ley del autoraleo. Bosque 20 (2): 79-94.

Chen JM, Rich PM, Gower ST, Norman JM, Plummer S (1997) Leaf area index of boreal forests: Theory, techniques, and measurements. Journal of Geophysical Research: Atmospheres 102(D24):29429-29443.

CIEFAP-MAyDS (2016) Actualización de la clasificación de tipos forestales y cobertura del suelo de la región Bosque Andino Patagónico. Esquel.

Clark DA, Clark DB (1999) Assessing the growth of tropical rain forest trees: issues for forest modeling and management. Ecological Applications 9:981-997.

Coll L, Ameztegui A, Collet C, Löf M, Mason B, Pach M, Verheyen K, Abrudan I, Barbati A, Barreiro S, Bielak K, Bravo-Oviedo A, Ferrari B, Govedar Z, Kulhavy J, Lazdina D, Metslaid M, Mohren F, Pereira M, Peric S, Rasztovits E, Short I, Spathelf P, Sterba H, Stojanovic D, Valsta L, Zlatanov T, Ponette Q (2018) Knowledge gaps about mixed forests: What do European forest managers want to know and what answers can science provide? Forest Ecology and Management 407:106-115

Constantino N, Papara A (1953) El bosque y la ganadería. Publicación técnica Nº 17. Ministerio de agricultura y ganadería. Administración Nacional de Bosques.

Comeau PG, Filipescu CN, Kabzems R, DeLong C (2009) Corrigendum to: Growth of white spruce underplanted beneath spaced and unspaced aspen stands in northeastern BC-10 year results. Forest Ecology and Management 257(7):1629-1636.

Coyea MR, Margolis HA (1992) Factors affecting the relationship between sapwood area and leaf area of balsam fir. Canadian Journal of Forest Research 22:1684-1693.

Curtis RO (1970) Stand density measures: an interpretation. Forest Science 16(4):403-414.

Dahlgren JP, Eriksson O, Bolmgren K, Strindell M, Ehrlén J (2006) Specific leaf area as a superior predictor of changes in field layer abundance during forest succession. Journal of Vegetation Science 17:577-582.

Dalla Salda G, Schlichter T (2005) Plantaciones de ciprés de la cordillera bajo protección de pino ponderosa. Revista de Información sobre Investigación y Desarrollo Agropecuario 5:74-79.

De Fina A (1972) El clima de la región de los bosques andino-patagónicos argentinos. En: Dimitri (ed) La región de los bosques andino-patagónicos. Sinopsis general, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Argentina. Pp 35-58.

De Lillis M, Valletta A (1985) Leaf anatomy of evergreen woody plants from Canary Islands and Mediterranean Basin. A comparison. Annali di Botanica 43:209-225.

Dean T, Long J (1986) Variation in sapwood area-leaf area relations within two stands of lodgepole pine. Forest Science 32:749-758.

Dean TJ, Long JN, Smith FW (1988) Bias in leaf area-sapwood area ratios and its impact on growth analysis in *Pinus contorta*. Trees 2:104-109.

Defossé GE, Robberecht R (1996) Effects of competition on the postfire recovery of 2 bunchgrass species. Journal of Range Management 49:37-142. doi:10.2307/4002683.

del Campo AD, Navarro RM, Aguilella A, González E (2006) Effect of tree shelter design on water condensation and run-off and its potential benefit for reforestation establishment in semiarid climates. Forest Ecology and Management 235:107-115.

del Río M, Pretzsch H, Alberdi I, Bielak K, Bravo F, Brunner A, Condés S, Ducey MJ, Fonseca T, von Lüpke N, Pach M, Peric S, Perot T, Souidi Z, Spathelf P, Sterba H, Tijardovic M, Tomé M, Vallet P, Bravo-Oviedo A (2018) Characterization of mixed forests. EIn: Bravo-Oviedo A, Pretzsch H, del Río M (eds) Dynamics, Silviculture and Management of Mixed Forests. Springer, pp 27-71.

DeRose RJ (2004) Leaf area index-relative density relationships in even-aged *Abies balsamea–Picea rubens* stands in Maine. University of Maine. Electronic Theses and Dissertations. 454. https://digitalcommons.library.umaine.edu/etd/454.

Dezzotti A, Sancholuz L (1991) Los bosques de *Austrocedrus chilensis* en Argentina: ubicación, estructura y crecimiento. Bosque 12:43-52.

Dezzotti A, Sbrancia R, Rodríguez-Arias M, Roat D, Parisi A (2003) Regeneración de un bosque mixto de *Nothofagus* (Nothofagaceae) después de una corta selectiva. Revista Chilena de Historia Natural 76:591-602.

Dezzotti A, Sbrancia R, Roat D., Rodríguez-Arias M, Parisi A (2004) Colonización y crecimiento de renovales de *Nothofagus* después de cortas selectivas de un rodal en la Patagonia, Argentina. Investigación Agraria Serie Forestal 13(2):329-337.

Di Rienzo J, Macchiavelli E, Casanoves F (2011) Modelos lineales mixtos: aplicaciones en InfoStat. Primera edición edn. Grupo Infostat, Córdoba.

Di Rienzo JA, Casanoves F, Balzarini MG, González L, Tablada M, Robledo C (2017) InfoStat versión 2017. Disponible en http://www.infostat.com.ar.

Dinger EJ, Rose R (2009) Integration of soil moisture, xylem water potential, and fall–spring herbicide treatments to achieve the maximum growth response in newly planted Douglas-fir seedlings. Canadian Journal of Forest Research 39:1401-1414. doi:10.1139/X09-050

Donald CM (1961) Competition for light in crops and pastures. Symposia of the Society for Experimental Biology 15:282-313.

Donoso ZC (1981) Ecología Forestal. El bosque y su medio ambiente. Quinta edición. Impresos Universitaria, Santiago, Chile.

Donoso C (1993) Bosques templados de Chile y Argentina: variación, estructura y dinámica. Editorial Universitaria, Santiago, Chile. 484 pp.

Donoso PJ, Cabezas C, Lavanderos A, Donoso C (1999) Desarrollo de renovales de coihue común (*Nothofagus dombeyi* (Mirb.) Oerst.) en la Cordillera de la costa y de los Andes de la provincia de Valdivia en sus primeros 25 años. Bosque 20(2):9-23.

Donoso PH, Soto DP, Coopman RE, Rodríguez-Bertos S (2013) Early performance of planted *Nothofagus dombeyi* and *Nothofagus alpina* in response to light availability and gap size in a high-graded forest in the south-central Andes of Chile. Bosque 34:23-32.

Drever CR, Lertzman KP (2001) Light-growth responses of coastal Douglas-fir and western redcedar saplings under different regimes of soil moisture and nutrients. Canadian Journal of Forest Research 31(12):2124-2133.-

Drew TJ, Flewelling JW (1979) Stand density management: an alternative approach and its application to Douglas-fir plantations. Forest Science 25(3):518-532.

Emborg J (1998) Understorey light conditions and regeneration with respect to the structural dynamics of a near-natural deciduous forest in Denmark. Forest Ecology and Management 106:83-95.

Ericsson A, Larsson S, Tenow O (1980) Effects of early and late season defoliation on growth and carbohydrate dynamics in Scots pine. Journal of Applied Ecology 17:747-769.

Ernst RL, Knapp WH (1985) Forest stand density and stocking: concepts terms, and the use of stocking guides. USDA Forest Service. General Technical Report WO-44.

Foli EG, Alder D, Miller HG, Swaine MD (2003) Modelling growing space requirements for some tropical forest tree species. Forest Ecology and Management 173(1-3): 79-88.

Ford E (1982) High productivity in a polestage Sitka spruce stand and its relation to canopy structure. Forestry 55:1-17.

Forrester DI (2014) The spatial and temporal dynamics of species interactions in mixed-species forests: from pattern to process. Forest Ecology and Management 312:282-292.

Forrester DI, Vanclay JK, Forrester RI (2011) The balance between facilitation and competition in mixtures of Eucalyptus and Acacia changes as stands develop. Oecologia 166:265-272.

Forrester DI, Tachauer IHH, Annighoefer P, Barbeito I, Pretzsch H, Ruiz-Peinado R, Stark H, Vacchiano G, Zlatanov T, Chakraborty T, Saha S, Sileshi GW (2017) Generalized biomass and leaf area allometric equations for European tree species incorporating stand structure, tree age and climate. Forest Ecology and Management 396:160-175.

Geiger R (1965) The climate near the ground. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, United States. doi:10.1002/qj.49709339529.

Gersonde RF, O'Hara KL (2005) Comparative tree growth efficiency in Sierra Nevada mixed-conifer forests. Forest Ecology and Management 219:95-108.

Gilmore DW, Seymour RS (1996) Alternative measures of stem growth efficiency applied to *Abies balsamea* from four canopy positions in central Maine, USA. Forest Ecology and Management 84:209-218.

Gobbi M (1999) Austrocedrus chilensis management: effects on microsites and regeneration. Journal of Ecology Environment Science 25:71-83.

Gobbi M, Schlichter T (1998) Survival of *Austrocedrus chilensis* seedlings in relation to microsite conditions and forest thinning. Forest Ecology and Management 111:137-146.

Gratani L, Fida C, Fiorentino E (1987) Ecophysiological features in leaves of a beech ecosystem during the growing period. Bulletin de la Société Royale de Botanique de Belgique/Bulletin van de Koninklijke Belgische Botanische Vereniging:81-88.

Gratzer G, Darabant A, Chhetri PB, Rai PB, Eckmüllner O (2004) Interspecific variation in the response of growth, crown morphology, and survivorship to light of six tree species in the conifer belt of the Bhutan Himalayas. Canadian Journal of Forest Research 34(5):1093-1107.

Greslebin A, Hansen E. (2009) The decline of *Austrocedrus* forests in Patagonia (Mal del Ciprés): another *Phytophthora*-caused forest disease. Proceedings of the fourth meeting of the International Union of Forest Research Organizations (IUFRO) Working Party S07. 02.09: Phytophthoras in forests and natural ecosystems. Gen. Tech. Rep. PSW-GTR-221. Albany, CA: US Department of Agriculture, Forest Service, Pacific Southwest Research Station 221: 64-73.

Greslebin AG, Hansen EM, Sutton W (2007) *Phytophthora austrocedrae* sp. nov., a new species associated with *Austrocedrus chilensis* mortality in Patagonia (Argentina). Mycological Research 111:308-316.

Groom PK, Lamont BB (1997) Xerophytic implications of increased sclerophylly: interactions with water and light in *Hakea psilorrhyncha* seedlings. New Phytologist 136:231-237.

Grosfeld J, 2002: Análisis de la variabilidad morfológica y arquitectural de *Austrocedrus chilensis* (D. Don) Pic. Serm. et Bizzarri, *Fitzroya cupressoides* (Molina) I. M. Johnst., *Pilgerodendron uviferum* (D. Don) Florin y *Cupressus sempervirens* L. (Cupressaceae). Tesis de doctorado, Centro Regional Universitario Bariloche, UNCo, San Carlos de Bariloche.

Grosse Werner H (1988). Desarrollo de plantas de los generos *Fagus* y *Nothofagus* en función de la luminosidad: revisión bibliográfica. Ciencia e Investigación Forestal 3(2):114‑120.

Gspaltl M (2012) Growth efficiency of individual trees. Tesis doctoral. Institute of Forest Growth, Department of Forest- and Soil Sciences, University of Natural Resources and Life Sciences, Vienna, Austria. 109 p.

Gutschick VP, Wiegel FW (1988) Optimizing the canopy photosynthetic rate by patterns of investment in specific leaf mass. The American Naturalist 132:67-86.

Gyenge JE, Fernández ME, Schlichter T (2007) Influence of radiation and drought on gas exchange of *Austrocedrus chilensis* seedlings. Bosque 28:220-225.

Hamilton G.J. 1969. The dependence of volume increment of individual trees on dominance, crown dimensions, and competition. Forestry 42(2):133–144.

Harper J (1977) Population biology of plants. Academic Press, New York, USA. 892 pp.

Harper GJ, Comeau PG, Biring BS (2005) A comparison of herbicide and mulch mat treatments for reducing grass, herb, and shrub competition in the BC interior Douglas-fir zone ten-year results. Western Journal of Applied Forestry 20:167–176.

Harrington TB, Slesak RA, Schoenholtz SH (2013) Variation in logging debris cover influences competitor abundance, resource availability, and early growth of planted Douglas-fir. Forest Ecology and Management 296:41-52. doi:10.1016/J.FORECO.2013.01.033.

Hasse DL (2007) Morphological and physiological evaluations of seedling quality. En: Riley LE, Dumroese RK, Landis TD (eds) National Proceedings: Forest and Conservation Nursery Associations 2006, Fort Collins, CO, U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Rocky Mountain Research Station.

Hoffmann AE (1982) Flora silvestre de Chile. vol 2: Zona austral. Santiago, Chile.

Holmgren M. 2000. Combined effects of shade and drought on tulip poplar seedlings: trade-off in tolerance or facilitation? Oikos 90(1):67-78. doi:10.1034/j.1600-0706.2000.900107.x.

Holmgren M, Scheffer M, Huston MH (1997) The interplay of facilitation and competition in plant communities. Ecology 78:1966-1975.

Holzapfel C, Mahall BE (1999) Bidirectional facilitation and interference between shrubs and annuals in the Mojave desert. Ecology 80:1747-1761.

Jactel H, Nicoll BC, Branco M, Gonzalez-Olabarria JR, Grodzki W, Langstrom B, Moreira F, Netherer S, Orazio C, Piou D, Santos H, Schelhaas MJ, Tojic K, Vodde F (2009) The influences of forest stand management on biotic and abiotic risks of damage. Annals of Forest Science 66:1-18.

Jiménez-Castillo M, Lobos-Catalán P, Aguilera-Betti I, Rivera R (2011) Tasas diarias de transpiración y relaciones hídricas en especies arbóreas con distinto nivel de sombra tolerancia en un bosque templado chileno. Gayana Botánica 68:155-162.

Jobidon R, Charette L, Bemier PY (1998) Initial size and competing vegetation effects on water stress and growth of *Picea mariana* (Mill.) BSP seedlings planted in three different environments. Forest Ecology and Management 103:293-305. doi:10.1016/S0378-1127(97)00228-4.

Jones DA, O'Hara KL, Battles JJ, Gersonde RF (2015) Leaf area prediction using three alternative sampling methods for seven sierra Nevada Conifer species. Forests 6:2631-2654.

Jylhä P, Hytönen J (2006) Effect of vegetation control on the survival and growth of Scots pine and Norway spruce planted on former agricultural land. Canadian Journal of Forest Research 36:2400–2411. doi:10.1139/X06-053.

Kaufmann MR, Troendle CA (1981) The relationship of leaf area and foliage biomass to sapwood conducting area in four subalpine forest tree species. Forest Science 27:477-482.

Keane M, Weetman G (1987) Leaf area-sapwood cross-sectional area relationships in repressed stands of lodgepole pine. Canadian Journal of Forest Research 17:205-209.

Keeley JE (1992) Recruitment of seedlings and vegetative sprouts in unburned chaparral. Ecology 73:1194-1208.

Kellomaki S, Kanninen M (1980) Eco-physiological studies on young Scots pine stands. IV. Allocation of photosynthates for crown and stem growth. Silva Fennica 14(4):397-408.

Kellomäki S, Oker-Blom P (1981) Specific needle area of Scots pine and its dependence on light conditions inside the canopy. Silva Fennica 15(2):190-198.

Kendall Snell J, Brown JK (1978) Comparison of tree biomass estimators-DBH and sapwood area. Forest Science 24:455-457.

Kenefic LS, Seymour RS (1999) Leaf area prediction models for *Tsuga canadensis* in Maine. Canadian Journal of Forest Research 29:1574-1582.

Kitajima K (1994) Relative importance of photosynthetic traits and allocation patterns as correlates of seedling shade tolerance of 13 tropical trees. Oecologia 98: 419-428.

Kitzberger T (2005) Hacia una tipología forestal basada en procesos dinámicos: el caso de ciprés de la cordillera. Laboratorio Ecotono, CRUB, Universidad Nacional del Comahue. 6 p.

Kitzberger T, Steinaker DF, Veblen TT (2000) Effects of climatic variability on facilitation of tree establishment in northern Patagonia. Ecology 81:1914-1924.

Kobe RK, Pacala SW, Silander JA, Canham CD (1995) Juvenile tree survivorship as a component of shade tolerance. Ecological applications 5(2):517-532.

Kolb PF, Robberecht R (1996) High temperature and drought stress effects on survival of *Pinus ponderosa* seedlings. Tree Physiology 16:665-672.

Kollenberg CL, O'Hara KL (1999) Leaf area and tree increment dynamics of even-aged and multiaged lodgepole pine stands in Montana. Canadian Journal of Forest Research 29(6):687-695.

Kolstrom M, Lindner M, Vilen T, Maroschek M, Seidl R, Lexer MJ, Netherer S, Kremer A, Delzon S, Barbati A, Marchetti M (2011) Reviewing the science and implementation of climate change adaptation measures in European forestry. Forests 2:961-982

Körner C, Neumayer M, Pelaez Menendez-Riedl S, Smeets-Scheel A (1989) Functional morphology of mountain plants. Flora 182:353-383.

La Manna L, Rajchenberg M (2004) The decline of *Austrocedrus chilensis* forests in Patagonia, Argentina: soil features as predisposing factors. Forest Ecology and Management 190:345-357.

La Manna L, Collantes M, Bava J, Rajchenberg M (2008) Seedling recruitment of *Austrocedrus chilensis* in relation to cattle use, microsite environment and forest disease. Ecología Austral 18:27-41.

La Manna L, Matteucci S, Kitzberger T (2012) Modelling phytophthora disease risk in *Austrocedrus chilensis* forests of patagonia. European Journal of Forest Research 131:323-337

Lamprecht H (1989) Silviculture in the Tropics. Deutsche Gesellschaft fur Technische ussammenarbeit (GTZ) Gmbh., Eschborn.

Larcher W (1983) Physiological plant ecology. Springer-Verlag, New York, United States. ISBN:978-3-540-43516-7.

Larsen JB (1995) Ecological stability of forests and sustainable silviculture. Forest Ecology and Management 73(1-3):85-96.

Letourneau F (2006) Estudio de las interacciones positivas y negativas sobre el crecimiento de *Austrocedrus chilensis* durante una etapa inicial de desarrollo, en un matorral sucesional mésico. Universidad Nacional del Comahue. 182p.

Letourneau FJ, Andenmatten E, Schlichter T (2004) Effect of climatic conditions and tree size on *Austrocedrus chilensis*–shrub interactions in northern Patagonia. Forest Ecology and Management 191:29-38.

Lieffers VJ, Stadt KJ (1994) Growth of understory *Picea glauca*, *Calamagrostis canadensis*, and *Epilobium angustifolium* in relation to overstory light. Canadian Journal of Forest Research 24:1193–1198.

Lieffers VJ, Messier C, Stadt KJ, Gendron F, Comeau PG (1999) Predicting and managing light in the understory of boreal forests. Canadian Journal of Forest Research 29(6): 796-811.

Lilles EB, Astrup R (2011) Multiple resource limitation and ontogeny combined: a growth rate comparison of three co-occurring conifers. Canadian Journal of Forest Research 42(1):99-110.

Lloret F, Lobo A, Estevan H, Maisongrande P, Vayreda J, Terradas J (2007) Woody plant richness and NDVI response to drought events in Catalonian (northeastern Spain) forests. Ecology 88(9):2270-2279.

Löf M, Gemmel P, Nilsson U, Welander NT (1998) The influence of site preparation on growth in *Quercus robur* L. seedlings in a southern Sweden clear-cut and shelterwood. Forest Ecology and Management 109:241-249. doi:10.1016/S0378-1127(98)00254-0.

Löf M, Bolte A, Welander NT (2005) Interacting effects of irradiance and water stress on dry weight and biomass partitioning in *Fagus sylvatica* seedlings. Scandinavian Journal of Forest Research 20(4):322‑328. doi:10.1080/02827580500201593

Loguercio GÁ (1997) Erhaltung der Baumart *Austrocedrus chilensis* (D. Don) et Boutelje durch nachhaltige Nutzung. Fac. de Cs. Ftales de la Universidad de Munich. 212.

Loguercio GÁ (2005) Posibilidades y limitaciones del manejo forestal de los bosques de ciprés de la cordillera. Paper presented at the 1ra reunión sobre ecología, conservación y uso de los bosques de ciprés de la cordillera, Esquel, Argentina.

Loguercio GÁ, Rajchenberg M (2004) El “mal del ciprés" y la silvicultura del ciprés de la cordillera. En: Frangi J, Brown AD (eds) Ecologia y manejo de los bosques nativos de Argentina. Pp 1-18.

Loguercio GÁ, Urretavizcaya MF, Caselli M (2016) Silvicultura de los bosques de ciprés de la cordillera. Manual de campo. CIEFAP, Argentina. Manual Nro 15, CIEFAP. ISSN 1514-2256. 67 p.

Loguercio GA, Donoso PJ, Müller-Using S, Dezzotti A, Urretavizcaya MF, Navarro CO, Martin M, Schlegel B, Müller-Using B, Mujica R, González Peñalba M, Attis Beltrán H, Caselli M. (2018a) Silviculture of Temperate Mixed Forests from South America. En: Bravo-Oviedo A, Pretzch H, del Río M (eds) Dynamics, Silviculture and Management of Mixed Forests. Managing Forest Ecosystems, vol 31. Springer, Cham. Pp 271-317. doi:doi.org/10.1007/978-3-319-91953-9_8

Loguercio GA, Urretavizcaya MF, Caselli M, Defossé G. (2018b) Propuestas silviculturales para el manejo de bosques de *Austrocedrus chilensis* sanos y afectados por el mal del ciprés de Argentina. En: Donoso PJ, Promis A, Soto DP (eds) Silvicultura en bosques nativos. Vol. II. Experiencias en silvicultura y restauración en Chile, Argentina y el Oeste de los Estados Unidos, Oregon State University Press, Corvallis, EEUU. Pp 117-134. Doi: doi: 10.1111/1365-2664.12989

Long JN (1985) A practical approach to density management. The Forestry Chronicle 61(1):23-27.

Long JN, Smith FW, Scott DR (1981) The role of Douglas-fir stem sapwood and heartwood in the mechanical and physiological support of crowns and development of stem form. Canadian Journal of Forest Research 11:459-464.

Long JN, Smith FW (1984) Relation between size and density in developing stands: a description and possible mechanisms. Forest Ecology and Management 7:191-206.

Long JN, Smith FW (1988) Leaf area-sapwood area relations of Lodgepole pine as influenced by stand density and site index. Canadian Journal of Forest Research 18:247-250.

Long JN, Smith FW (1989) Estimating leaf area of *Abies lasiocarpa* across ranges of stand density and site quality. Canadian Journal of Forest Research 19:930-932.

Long JN, Smith FW (1990) Determinants of stemwood production in *Pinus contorta var. latifolia* forests: the influence of site quality and stand structure. Journal of Applied Ecology:847-856.

Lusk CH (2004) Leaf area and growth of juvenile temperate evergreens in low light: species of contrasting shade tolerance change rank during ontogeny. Functional Ecology 18:820-828.

McAuliffe JR (1984) Sahuaro-nurse tree associations in the Sonoran desert: competitive effects of Sahuaros. Oecologia 64:319–321.

Madgwick HAI, Olson DF (1974) Leaf area index and volume growth in thinned stands of *Liriodendron tulipifera* L. Journal of Applied Ecology 11(2):575-579.

Maestre FT, Callaway RM, Valladares F, Lortie CJ (2009) Refining the stress-gradient hypothesis for competition and facilitation in plant communities. Journal of Ecology 97:199-205.

Maggio AD, Cellini JM (2016) Recopilación de ecuaciones de volumen y biomasa de especies forestales de la República Argentina. 219 p.

Maguire DA, Brissette JC, Gu L (1998) Crown structure and growth efficiency of red spruce in uneven-aged, mixed-species stands in Maine. Canadian Journal of Forest Research 28(8):1233-1240.

Maguire DA, Mainwaring DB, Rose R, Garber SM, Dinger EJ (2009) Response of coastal Douglas-fir and competing vegetation to repeated and delayed weed control treatments during early plantation development. Canadian Journal of Forest Research 39:1208–1219. doi:10.1139/X09-032

Marchand PJ (1984) Sapwood area as an estimator of foliage biomass and projected leaf area for *Abies balsamea* and *Picea rubens*. Canadian Journal of Forest Research 14:85-87.

Margolis H, Oren R, Whitehead D, Kaufmann MR (1995) Leaf area dynamics of conifer forests. En Ecophysiology of coniferous forests. Academic Press. Pp 181-223.

Martínez Pastur G, Lencinas MV, Peri P, Arena M (2007) Photosynthetic plasticity of *Nothofagus pumilio* seedlings to light intensity and soil moisture. Forest Ecology and Management 243(2):274-282.

Martinez Pastur GJ, Lencinas MV, Soler Esteban R, Ivancich H, Peri P, Moretto A, Hernández LF, Lindstrom I (2011) Plasticidad ecofisiológica de plántulas de *Nothofagus pumilio* frente a combinaciones de niveles de luz y humedad en el suelo. Ecología Austral 21(3):301-315. ISSN:1667-782X.

Matthews JD (1989) Silvicultural Systems. Oxford University Press, Oxford.

Mayer D, Butler D (1993) Statistical validation. Ecological Modelling 68:21-32.

Messier C, Doucet R, Ruel J, Claveau Y, Kelly C, Lechowicz M (1999) Functional ecology of advance regeneration in relation to light in boreal forests. Canadian Journal of Forest Research 29(6):812–823.

Messier C, Puettmann KJ, Coates D (2013) Managing forests as complex adaptive systems: building resilience to the challenge of global change. Routledge, New York.

Miller HG, Miller JD (1976) Effect of nitrogen supply on net primary production in Corsican pine. Journal of Applied Ecology 13:249-256.

Monserud RA, Marshall JD (1999) Allometric crown relations in three northern Idaho conifer species. Canadian Journal of Forest Research 29:521-535.

Mundo IA, El Mujtar VA, Perdomo MH, Gallo LA, Villalba R, Barrera MD (2010*) Austrocedrus chilensis* growth decline in relation to drought events in northern Patagonia, Argentina. Trees 24:561-570

Müller-Using B, Schlegel F (1980) The development of Chilean *Nothofagus* seedlings in a nursery shading experiment at the University of Valdivia. Allgemeine Forst-und Jagdzeitung 151:79-96.

Newman K (1979) Sapwood basal area as an estimator of individual tree growth. Tesis de Maestría en Manejo Forestal. Universidad del Estado de Oregon. https://ir.library.oregonstate.edu/concern/graduate_thesis_or_dissertations/nv935513p.

Niinemets Ü (1998) Adjustment of foliage structure and function to a canopy light gradient in two co-existing deciduous trees. Variability in leaf inclination angles in relation to petiole morphology. Trees Structure and Function 12:446-451.

Niinemets Ü, Kull K (1994) Leaf weight per area and leaf size of 85 Estonian woody species in relation to shade tolerance and light availability. Forest Ecology and Management 70(1-3):1-10.

Niinemets Ü, Kull O (1998) Stoichiometry of foliar carbon constituents varies along light gradients in temperate woody canopies: implications for foliage morphological plasticity. Tree Physiology 18:467–479.

Niinemets Ü (1999) Research review. Components of leaf dry mass per area-thickness and density-alter leaf photosynthetic capacity in reverse directions in woody plants.New Phytologist 144:35-57.

Niinemets Ü (2001) Global-scale climatic controls of leaf dry mass per area, density, and thickness in trees and shrubs. Ecology 82(2):453-469.

Niinemets Ü (2010) Responses of forest trees to single and multiple environmental stresses from seedlings to mature plants: past stress history, stress interactions, tolerance and acclimation. Forest Ecology and Management 260(10):1623-1639.

Niinemets Ü, Tenhunen JD (1997) A model separating leaf structural and physiological effects on carbon gain along light gradients for the shade-tolerant species *Acer saccharum*. Plant Cell Environment 20:845–866.

Niinemets Ü, Kull O, Tenhunen JD (1998) An analysis of light effects on foliar morphology, physiology, and light interception in temperate deciduous woody species of contrasting shade tolerance. Tree Physiology 18:681–696.

Nobel PS (1999) Physicochemical & environmental plant physiology. Academic press. doi:10.1016/S0176-1617(00)80092-9.

Núñez C, Pérez A, Raponi C (2014) Maps of *Austrocedrus chilensis* forests affected by dieback. In: Abs. of the 7th meeting IUFRO working party: phytophthora in forests & natural ecosystem. Esquel.

O'Hara KL (1988) Stand structure and growing space efficiency following thinning in an even-aged Douglas-fir stand. Canadian Journal of Forest Research 18:859-866.

O'Hara KL (1996) Dynamics and stocking-level relationships of multi-aged ponderosa pine stands. Forest Science 42:1-34.

O'Hara KL, Gersonde RF (2004) Stocking control concepts in uneven-aged silviculture. Forestry 77:131-143.

O'Hara KL (2014) Multiaged silviculture: managing for complex forest stand structures. Oxford University Press, USA.

O'Hara KL (2016) What is close-to-nature silviculture in a changing world? Forestry: An International Journal of Forest Research 89:1-6 doi:10.1093/forestry/cpv043.

O'Hara KL, Valappil NI (1995) Sapwood - leaf area prediction equations for multi-aged ponderosa pine stands in western Montana and Central Oregon. Canadian Journal of Forest Research 25:1553-1557.

O'Hara KL, Valappil NI (1999) Masam–a flexible stand density management model for meeting diverse structural objectives in multiaged stands. Forest Ecology and Management 118(1-3):57-71.

O'Hara KL, Lähde E, Laiho O, Norokorpi Y, Saksa T (1999) Leaf area and tree increment dynamics on a fertile mixed-conifer site in southern Finland. Annals of Forest Science 56:237-247.

O'Hara KL, Lähde E, Laiho O, Norokorpi Y, Saksa T (2001) Leaf area allocation as a guide to stocking control in multi-aged mixed conifer forests in southern Finland. Forestry 74:171-185.

O'Hara KL, Stancioiu PT, Spencer MA (2007) Understory stump sprout development under variable canopy density and leaf area in coast redwood. Forest Ecology and Management 244(1–3):76–85.

Oliet JA, Jacobs DF (2007) Microclimatic conditions and plant morpho-physiological development within a tree shelter environment during establishment of *Quercus ilex* seedlings. Agric Forest Meteorology 144:58-72.

Oliet JA, Planelles R, Artero F, Jacobs DF (2005) Nursery fertilization and tree shelters affect long-term field response of *Acacia salicina* Lindl. planted in Mediterranean semiarid conditions. Forest Ecology and Management 215:339.351.

Oliver CD, Larson BC (1996) Forest stand dynamics: updated edition. John Wiley and sons.

Padilla FM, Pugnaire FI (2006) The role of nurse plants in the restoration of degraded environments. Frontiers in Ecology and the Environment 4:196-202.

Pafundi L, Urretavizcaya MF, Defossé GE (2014) Improving survival and growth of planted *Austrocedrus chilensis* seedlings in disturbed patagonian forests of Argentina by managing understory vegetation. Environment Management 54:1412–1420.

Pafundi L, Urretavizcaya MF, Defossé GE (2016) Micro-environmental changes induced by shape and size of forest openings: effects on *Austrocedrus chilensis* and *Nothofagus dombeyi* seedlings performance in a *Pinus contorta* plantation of Patagonia, Argentina. Forest Systems 25(3):e075, 12 p. doi:10.5424/fs/2016253-08971

Pearcy RW, Sims DA (1994) Photosynthetic acclimation to changing light environments: scaling from the leaf to the whole plant. En: Caldwell MM, Pearcy RW (eds) Exploitation of environmental heterogeneity by plants. Ecophysiological processes above- and belowground. Academic, San Diego, pp 145–174.

Pelz DR (1978) Estimating individual tree growth with polygons. School of Forestry and Wildlife Res, Blacksburg, VA, FWS-1-78, pp 172-17.

Peñuelas J, Sabate S, Filella I, Gracia C (2004) Efectos del cambio climático sobre los ecosistemas terrestres: observación, experimentación y simulación. En: Valladares F (ed.). Ecología del bosque mediterráneo en un mundo cambiante, Organismo Autónomo de Parques Nacionales, Ministerio de Medio Ambiente, Madrid, España. Pp 425-46. ISBN:84-8014-552-8.

Pérez-Harguindeguy, N, Diaz S, Garnier E, Lavorel S, Poorter H, Jaureguiberry P, Bret-Harte MS, Cornwell WK, Craine JM, Gurvich DE, Urcelay C, Veneklaas EJ, Reich PB, Poorter L, Wright IJ, Ray P,521 Enrico L, Pausas JG, de Vos AC, Buchmann N, Funes G, Quetier F, Hodgson JG, Thompson K, Morgan HD, ter Steege H, van der Heijden MGA, Sack L, Blonder B, Poschlod P, Vaieretti MV, Conti G, Staver AC, Aquino S, Cornelissen JHC (2013) New handbook for standardised measurement of plant functional traits worldwide. Australian Journal of Botany 61, 167-234. doi: dx.doi.org/10.1071/BT12225.

Picard N, Saint-André L, Henry M (2012) Manual de construcción de ecuaciones alométricas para estimar el volumen y la biomasa de los árboles: del trabajo de campo a la predicción. ISBN 9253073470.

Pieters GA (1974) The growth of sun and shade leaves of *Populus euramericana* 'Robusta' in relation to age, light intensity and temperature. Mededelingen van de Landbouwhogeschool de Wageningen, Nederland 74:1-107.

Pinheiro JC, Bates DM (2004) Mixed-effects Models in S and S-PLUS. Springer, New York. doi:10.1007/b98882.ISBN/ISSN.

Pollmann W, Veblen TT (2004) *Nothofagus* regeneration dynamics in south-central Chile: a test of a general model. Ecological Monographs 74(4):615-634. doi:10.1890/04-0004.

Poorter H, Remkes C (1990) Leaf area ratio and net assimilation rate of 24 wild species differing in relative growth rate. Oecologia 83:553-559.

Porté A, Bosc A, Champion I, Loustau D (2000) Estimating the foliage area of Maritime pine (*Pinus pinaster* Aït.) branches and crowns with application to modelling the foliage area distribution in the crown. Annals of Forest Science 57(1):73-86.

Pretzsch H, Schütze G (2015) Effect of tree species mixing on the size structure, density, and yield of forest stands. European journal of forest research 135(1):1-22.

Pretzsch H, Block J, Dieler J, Dong PH, Kohnle U, Nagel J, Spellmann H, Zingg A (2010) Comparison between the productivity of pure and mixed stands of Norway spruce and European beech along an ecological gradient. Annals of Forest Science 76:712–723.

Pretzsch H, Schütze G, Uhl E (2013) Drought stress release by inter-specific facilitation. Plant Biology 15:483-495.

Puettmann KJ, Coates KD, Messier C (2009) A critique of silviculture: managing for complexity. Island Press, Washington, DC.

R Core Team (2017) R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

Rajchenberg M, Cwielong P (1993) El mal del ciprés (Austrocedrus chilensis): su relación con las pudriciones radiculares y el sitio. En: Congreso Forestal Argentino y Latinoamericano, Paraná, Argentina. Actas del Congreso Forestal Argentino y Latinoamericano.

Rangnekar PV, Forward DF (1973) Foliar nutrition and wood growth in red pine: effects of darkening and defoliation on the distribution of 14C-photosynthate in young trees. Canadian Journal of Botany 51(1): 103-108.

Rasband W (2013) ImageJ 1.47 v. Disponible en www.imagej.nih.gov/ij US National Institutes of Health: Bethesda, MD, USA.

Read J, Hill RS (1985) Photosynthetic responses to light of Australian and Chilean species of Nothofagus and their relevance to the rainforest dynamics. New Phytologist 101:731-742 doi:doi:10.1111/j.1469-8137.1985.tb02878.x.

Reif A, Brucker U, Kratzer R, Bauhus J (2010) Waldbewirtschaftung in Zeiten des Klimawandels – synergien und konfliktpotenziale zwischen forstwirtschaft und naturschutz. Naturschutz und Landschaftsplanung 42:261-266.

Relva MA, Westerholm CL, Kitzberger T (2009) Effects of introduced ungulates on forest understory commnuties in northern Patagonia are modified by timing and severity of stand mortality. Plant Ecology 201:11-22.

Ricard JP, Messier C (1996) Abundance, growth and allometry of red raspberry (*Rubus idaeus* L.) along a natural light gradient in a northern hardwood forest. Forest Ecology and Management 81:153–160.

Richards L (1965) Physical condition of water in soil. En: Black CA (ed) Methods of Soil Analysis, Part 1, vol. 9. ASA, Madison, WI. Pp 1128-152.

Roberts D, Long JN (1992) Production efficiency of *Abies lasiocarpa*: Influence of vertical distribution of leaf area. Canadian Journal of Forest Research 22:1230-1234.

Roberts SD, Long JN, Smith FW (1993) Canopy stratification and leaf area efficiency: a conceptualization. Forest Ecology and Management 60:143-156.

Robichaud E, Methven IR (1992) The applicability of the pipe model theory for the prediction of foliage biomass in trees from natural, untreated black spruce stands. Canadian Journal of Forest Research 22:1118-1123.

Rothkugel M (1916) Los bosques Andino-patagónicos. Ministerio de Agricultura. Dirección General de Agricultura y Defensa Agrícola. Buenos Aires, Argentina.

Rovere AE (2000) Condiciones ambientales de la regeneración del ciprés de la cordillera (*Austrocedrus chilensis*). Bosque 21:57-64.

Ryan MG, Binkley D, Fownes JH (1997). Age-related decline in forest productivity: pattern and process. Advances in Ecological Research 27:213-262.

Sack L (2004) Responses of temperate woody seedlings to shade and drought: do trade-offs limit potential niche differentiation? Oikos 107:110-127.

Sack L, Grubb PJ (2002) The combined impacts of deep shade and drought on the growth and biomass allocation of shade-tolerant woody seedlings. Oecologia 131:175-185. doi:10.1007/s00442-002-0873-0.

Sack L, Grubb PJ, Marañón T (2003) The functional morphology of juvenile plants tolerant of strong summer drought in shaded forest understories in southern Spain. Plant Ecology 168:139–163. doi:10.1023/A:1024423820136

Sánchez-Pinillos M, Coll L, De Cáceres M, Ameztegui A (2016) Assessing the persistence capacity of communities facing natural disturbances on the basis of species response traits. Ecological indicators 66:76-85.

Scherer-Lorenzen M, Korner C, Schulze ED (2010) Forest Diversity and Function. Ecological Studies. Springer-Verlag Berlin and Heidelberg GmbH & Co. K.

Scholz FG, Bucci SJ, Goldstein G (2014) Strong hydraulic segmentation and leaf senescence due to dehydration may trigger die-back in *Nothofagus dombeyi* under severe droughts: a comparison with the co-occurring Austrocedrus chilensis. Trees 28:1475-1487.

Schönenberger W (1984) Above-ground biomass of mountain beech (*Nothofagus solandri* (Hook. f.) Oerst. *var. cliffortioides* (Hook. f.) Poole) in different stand types near timberline in New Zealand. Forestry 57:59-73.

Schuler TM, Smith FW (1988) Effect of species mix on size/density and leaf-area relations in southwest pinyon/juniper woodlands. Forest Ecology and Management 25:211-220.

Seymour RS, Kenefic LS (2002) Influence of age on growth efficiency of *Tsuga canadensis* and *Picea rubens* trees in mixed-species, multiaged northern conifer stands. Canadian Journal of Forest Research 32:2032-2042.

Shao G (1996) Potential impacts of climate change on a mixed broadleaved-Korean pine forest stand: a gap model approach. Climatic Change 34(2):263-268.

Shelburne V, Hedden R, Allen R (1993) The effect of site, stand density, and sapwood permeability on the relationship between leaf area and sapwood area in loblolly pine (*Pinus taeda* L.). Forest Ecology and Management 58:193-209.

Shinozaki K, Yoda K, Hozumi K, Kira T (1964a) A quantitative analysis of plant form-the pipe model theory: I. Basic analyses. Journal of the Ecology of Japan 14:97-105.

Shinozaki K, Yoda K, Hozumi K, Kira T (1964b) A quantitative analysis of plant form-the pipe model theory: II. Further evidence of the theory and its application in forest ecology. Journal of the Ecology of Japan 14:133-139.

Smith DM (1986) The practice of silviculture. Ed. 8.Wiley, New York. 527 p.

Smith T, Huston M (1989) A theory of the spatial and temporal dynamics of plant communities. Vegetatio:49-69.

Smith FW, Long JN (2001) Age-related decline in forest growth: an emergent property. Forest Ecology and Management 144:175-181.

Smith DM, Larson BC, Kelty MJ, Ashton PMS (1997) The practice of silviculture: applied forest ecology. vol Ed. 9. John Wiley and Sons, Inc.

SMN, Servicio Meteorológico Nacional de la RepúblicaArgentina (2016) Cambio climático. Tendencias observadas en Argentina.

Disponible en: http://www3.smn.gob.ar/serviciosclimaticos/?mod=cambioclim&id=7. Último acceso: Octubre de 2019.

Stancioiu PT, O'Hara KL (2005) Sapwood area – leaf area relationships for coast redwood. Canadian Journal of Forest Research 35:1250-1255.

Stancioiu PT, O'Hara KL (2006a). Leaf area and growth efficiency of regeneration in mixed species, multiaged forests of the Romanian Carpathians. Forest Ecology and Management 222(1–3):55–66.

Stancioiu PT, O'Hara KL (2006b). Regeneration growth in different light environments of mixed species, multiaged, mountainous forests of Romania. European Journal of Forest Research 125(2):151-162.

Suarez ML, Kitzberger T (2008) Recruitment patterns following a severe drought: long-term compositional shifts in Patagonian forests. Canadian Journal of Forest Research 38:3002-3010.

Suarez ML, Kitzberger T (2010) Differential effects of climate variability on forest dynamics along a precipitation gradient in northern Patagonia. Journal of ecology 98(5):1023-1034.

Solbrig O (1983) The Southern Andes and Sierras Pampeanas. Man and Biosphere Vol. 4. UNESCO/UNEP. Rome. 190 pp.

Soto DP, Donoso PJ, Uteau D, Zúñiga-Feest A (2009) Factores ambientales afectan el arreglo espacial de la sobrevida y daño en plantas transplantadas de *Nothofagus dombeyi* en los andes chilenos. Interciencia 34:100-105.

Spies TA (1998) Forest structure: a key to the ecosystem. Northwest Science, 72 (Special Issue 2):34-39.

Sterba H, Amateis RL (1998) Crown efficiency in a loblolly pine (*Pinus taeda*) spacing experiment. Canadian Journal of Forest Research 28:1344-1351.

Sun OJ, Sweet GB, Whitehead D, Buchan GD (1995) Physiological responses to water stress and waterlogging in *Nothofagus* species. Tree Physiology 15:629-638. doi:10.1093/treephys/15.10.629

Tedeschi LO (2006) Assessment of the adequacy of mathematical models. Agricultural systems 89:225-247.

Thompson DC (1989) The effect of stand structure and stand density on the leaf area–sapwood area relationship of lodgepole pine. Canadian Journal of Forest Research 19:392-396.

Urretavizcaya MF (2005) Cambios ambientales y restauración ecológica post-incendio en bosques de *Austrocedrus chilensis*. Tesis Doctoral, Universidad Nacional del Comahue, Bariloche, Argentina.

Urretavizcaya MF, Defossé GE (2013) Effects of nurse shrubs and tree shelters on the survival and growth of two *Austrocedrus chilensis* seedling types in a forest restoration trial in semiarid Patagonia, Argentina. Annals of Forest Science 70:21-30.

Urretavizcaya MF, Defossé GE (2019) Restoration of burned and post-fire logged *Austrocedrus chilensis* stands in Patagonia: effects of competition and environmental conditions on seedling survival and growth. International Journal of Wildland Fire 28(5):365-376.

Urretavizcaya MF, Defossé GE, Gonda HE (2012) Effect of sowing season, plant cover, and climatic variability on seedling emergence and survival in burned *Austrocedrus chilensis* forests. Restoration Ecology 20:131-140.

Urretavizcaya MF, Gonda HE, Defossé GE (2017) Effects of post-fire plant cover in the performance of two cordilleran cypress (*Austrocedrus chilensis*) seedling stocktypes planted in burned forests of northeastern Patagonia, Argentina. Environmental management 59(3):419-430.

Valladares F, Aranda I, Sánchez-Gómez D (2004) La luz como factor ecológico y evolutivo para las plantas y su interacción con el agua. En: Ecología del bosque mediterraneo en un mundo cambiante. Organismo Autónomo de Parques Nacionales Ministerio de Medio Ambiente, Madrid. Pp 335-369.

Veblen TT (1989) *Nothofagus* regeneration in treefall gaps in northern Patagonia. Canadian Journal of Forest Research 19:365-371.

Veblen TT, Lorenz DC (1987) Post fire stand development of *Austrocedrus* - *Nothofagus* forest in Patagonia. Vegetatio 73:113-126.

Veblen TT, Lorenz DC (1988). Recent vegetation changes along the forest/steppe ecotone of northern Patagonia. Annals of the Association of American Geographers 78(1):93-111.

Veblen TT, Donoso C, Schlegel FM, Escobar B (1981) Forest dynamics in south-central Chile. Journal of Biogeography 8:211-247.

Veblen TT, Burns B, Kitzberger T, Lara A, Villalba R (1995) The ecology of the conifers of southern South America. Ecology of the Southern Conifers. Melbourne Univ. Press, Victoria.

Veblen TT, Kitzberger T, Burns BR, Rebertus A (1996) Perturbaciones y dinámica de regeneración en bosques andinos del sur de Chile y Argentina. Ecología de los bosques nativos de Chile:169-198.

Vélez ML, Coetzee MPA, Wingfield MJ, Rajchenberg M, Greslebin AG (2014) Evidence of low levels of genetic diversity for the *Phytophthora austrocedrae* population in Patagonia, Argentina. Plant pathology 63:212-220.

Villalba R, Veblen TT (1997) Spatial and temporal variation in *Austrocedrus* growth along the forest-steppe ecotone in northern Patagonia. Canadian Journal of Forest Research 27:580–597.

von Gadow K, Orois SS, González JGÁ (2007) Estructura y Crecimiento del Bosque. Universidad de Göetingen, Alemania, ISBN 978-84-690-7535-7.

Walters MB, Reich PB (1999) Research review. Low-light carbon balance and shade tolerance in the seedlings of woody plants: do winter deciduous and broadleaved evergreen species differ? New Phytology 143:143–154.

Waring RH (1983) Estimating forest growth and efficiency in relation to canopy leaf area. Advances in Ecological Research 13:327-354.

Waring RH, Schlesinger WH (1985) Forest ecosystems. Concepts and management. Analysis at multiples scales. Academic Press, 55p.

Waring R, Gholz H, Grier C, Plummer M (1977) Evaluating stem conducting tissue as an estimator of leaf area in four woody angiosperms. Canadian Journal of Botany 55:1474-1477.

Waring RH, Running SW (1978) Sapwood water storage: its contribution to transpiration and effect upon water conductance through the stems of old-growth Douglas-fir. Plant, Cell & Environment 1(2):131-140.

Waring R, Thies W, Muscato D (1980) Stem growth per unit of leaf area: a measure of tree vigor. Forest Science 26:112-117.

Waring RH, Schroeder PE, Oren R (1982) Application of the pipe model theory to predict canopy leaf area. Canadian Journal of Forest Research 12:556-560.

Webster CR, Lorimer CG (2003) Comparative growing space efficiency of four tree species in mixed conifer–hardwood forests. Forest Ecology and Management 177:361-377.

Weinberger P, Ramírez C (2001) Microclima y regeneración natural de raulí, roble y coigüe (*Nothofagus alpina, N. obliqua* y *N. dombeyi*). Bosque 22:11-26.

West PW (1983) Comparison of stand density measures in even-aged regrowth eucalypt forests of southern Tasmania. Canadian Journal of Forest Research 13(1):22-31.

Whisenant S (1999) Repairing damaged wildlands: a process-orientated, landscape-scale approach (Vol. 1). Cambridge University Press.

Whitehead D (1978) The estimation of foliage area from sapwood basal area in Scots pine. Forestry 51:35-47.

Whitehead D, Edwards WRN, Jarvis PG (1984) Conducting sapwood area, foliage area, and permeability in mature trees of *Picea sitchensis* and *Pinus contorta*. Canadian Journal of Forest Research 14(6):940-947.

Willis B (1914) El Norte de la Patagonia: Naturaleza y riquezas (Vol. 1). Scribner Press.

Witkowski ETF, Lamont BB (1991) Leaf specific mass confounds leaf density and thickness. Oecologia 88:486-493.

Yoder B, Ryan M, Waring R, Schoettle A, Kaufmann M (1994) Evidence of reduced photosynthetic rates in old trees. Forest Science 40:513-527.

Zavitkovski J (1976) Ground vegetation biomass production, and efficiency of energy utilization in some northern Wisconsin forest ecosystems. Ecology 57:694-706.

Zúñiga R, Alberdi M, Reyes-Diaz M, Olivares E, Hess S, Bravo LA, Corcuera LJ (2006) Seasonal changes in the photosynthetic performance of two evergreen Nothofagus species in south central Chile. Revista Chilena de Historia Natural 79:489-504.

PUBLICACIONES SURGIDAS DE ESTA TESIS

Publicaciones en revistar científicas

- Caselli M., Urretavizcaya M.F., Loguercio G.A., Defossé G.E., 2018. **Light and moisture conditions suitable for establishing Andean cypress and coihue beech seedlings in patagonia: a nursery approach**. Forest Science 65(1):27-39. DOI: 10.1093/forsci/fxy032

- Caselli M., Loguercio G.A., Urretavizcaya M.F., Defossé G.E., 2019. **Developing silvicultural tools for managing mixed forest structures in Patagonia**. Forest Science, publicado on-line el 24 de octubre de 2019, Oxford Academic. DOI: 10.1093/forsci/fxz052

Participaciones en capítulos de libros y manuales

- Loguercio G.A., Urretavizcaya M.F., Caselli M., 2016. **Silvicultura de los bosques de ciprés de la cordillera**. Manual de campo. CIEFAP, Argentina. Manual Nro 15. ISSN 1514-2256. 67 p.

- Loguercio G.A., Urretavizcaya M.F., Caselli M. y Defossé G.E., 2018. **Propuestas silviculturales para el manejo de bosques de *Austrocedrus chilensis* sanos y afectados por el mal del ciprés de Argentina**. En: Donoso P., Soto D. y Promis A. (Editores). Silvicultura en Bosques Nativos. OSU, Oregón USA. Pp 111-128. ISBN 978-0-692-09238-5.

- Loguercio G.A., Donoso P.J., Müller-Using S., Dezzotti A., Urretavizcaya M.F., Navarro C.O., Martin M., Schlegel B., Müller-Using B., Mujica R., González Peñalba M., Attis Beltrán H., Caselli M., 2018. **Silviculture of temperate mixed forests from South America**. En: Bravo A., del Rio M. y Pretzsch H. (Editores). Dynamics, Silviculture and Management of Mixed Forest. Springer International Publishing. Pp 271-317. DOI: 10.1007/978-3-319-91953-9_8

Presentaciones en congresos

- Caselli M, Loguercio GA, Urretavizcaya MF, Defossé GE, 2016. **Modelos de área foliar para ciprés y coihue: herramienta base para la conducción de bosques mixtos**. V Jornadas Forestales Patagónicas – III Jornadas Forestales de Patagonia Sur. Esquel, Chubut.

- Caselli M, Urretavizcaya MF, Loguercio GA, Defossé GE, 2016. **Efecto de la luminosidad y la disponibilidad hídrica sobre la supervivencia y el crecimiento inicial de renovales de ciprés de la cordillera y coihue**. V Jornadas Forestales Patagónicas – III Jornadas Forestales de Patagonia Sur. Esquel, Chubut.

- Caselli M, Loguercio GA, Urretavizcaya MF, Defossé GE, 2016. **Relación entre el índice de área foliar y el crecimiento en rodales mixtos de ciprés de la cordillera y coihue**. V Jornadas Forestales Patagónicas – III Jornadas Forestales de Patagonia Sur. Esquel, Chubut.

- Caselli M, Loguercio GA, Defossé GE, Urretavizcaya MF, 2017. **Modelo de área foliar-área de albura de *Austrocedrus chilensis* y *Nothofagus dombeyi* para el análisis del crecimiento de bosques mixtos**. 7° Congreso Forestal Español. Plascencia, España.

- Caselli M, Loguercio GA, Urretavizcaya MF, Defossé GE, 2018. **Leaf area-sapwood area models of *Austrocedrus chilensis* and *Nothofagus dombeyi* for the analysis of the growth of mixed forests**. IUFRO 11th Uneven-aged silviculture: challenges for increasing adaptability. Valdivia, Chile.

- Caselli M, Urretavizcaya MF, Loguercio GA, Defossé GE, 2019. **Restoration of degraded forests of *Austrocedrus chilensis* with native species of high forest value in Patagonia, Argentina**. International conference TOPWOOD + LIA Forestia: Adapting forest ecosystems and wood products to biotic and abiotic stress. San Carlos de Bariloche, Río Negro.

- Caselli M, Loguercio GA, Urretavizcaya MF, Defossé GE, 2019. **Relación entre índice de área foliar y crecimiento en rodales mixtos de ciprés y coihue.** II Jornadas Forestales de Patagonia Sur – IV Congreso Internacional Agroforestal Patagónico. Ushuaia, Tierra del Fuego.

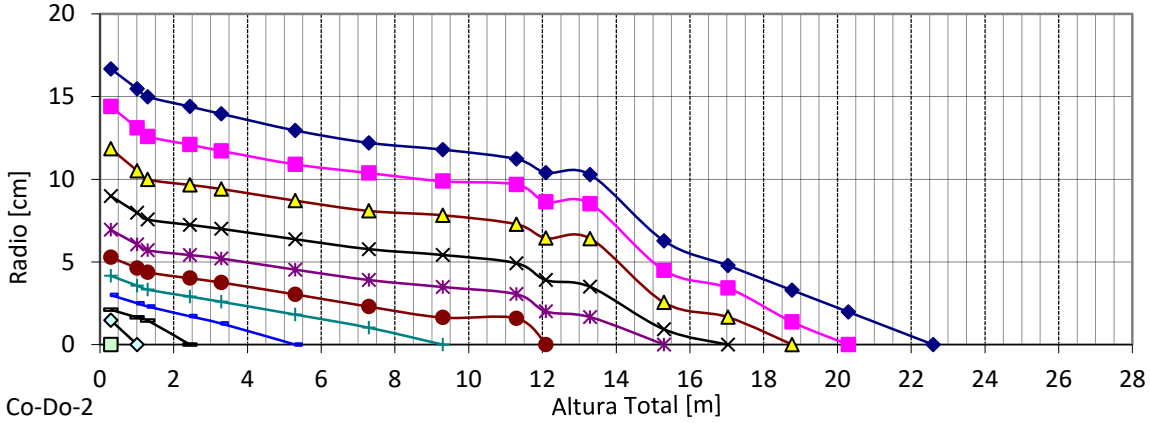
ANEXOS

ANEXOS

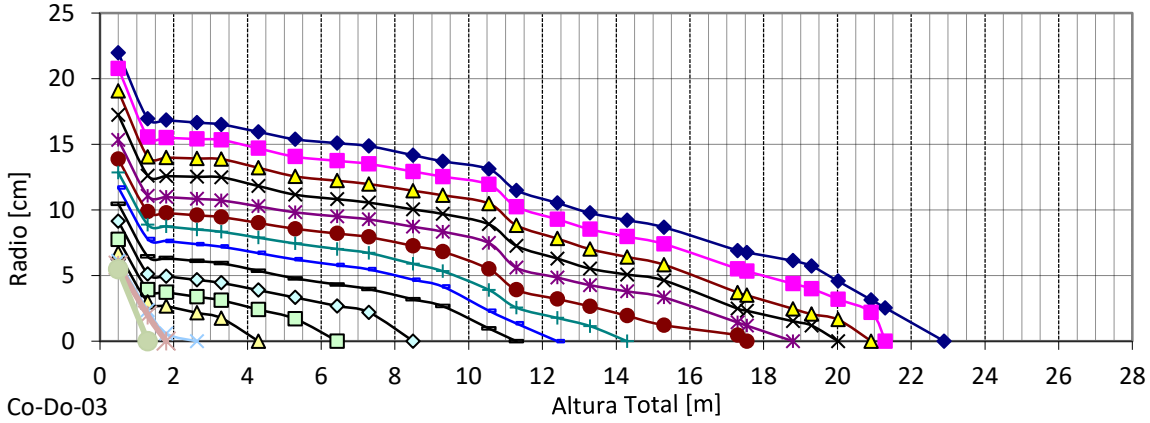
Anexo 1. Análisis fustales de árboles muestra de ciprés y coihue (Capítulo 2). 222
Anexo 2. Gráficos de eficiencia de ocupación del espacio de crecimiento en relación al área foliar (AF, m^2) (capítulo 3) 232
Anexo 3. Caracterización del sotobosque en parcelas de bosques mixtos de ciprés y coihue (Capítulo 3). 234
Anexo 4. Datos de dosel de parcelas de evaluación de incremento en altura de renovales de ciprés y coihue 236
Anexo 5. Número de árboles por hectárea de parcelas de evaluación de incremento en altura de renovales de ciprés y coihue (Capítulo 4). 238
Anexo 6. Relación DAP-altura de parcelas de evaluación de incremento en altura de renovales de ciprés y coihue (Capítulo 4). 238
Anexo 7. Análisis estadísticos y modelos finales ajustados 242
Capítulo 2. Área foliar específica 242
Capítulo 2. Modelos de área foliar seleccionados 243
Capitulo 2. Comparación de modelos de AF de estratos y de todos los árboles 263
Capítulo 2. Razón área foliar – área de albura al pecho comparación entre especies 265
Capítulo 2. Razón área foliar – área de albura al pecho comparación entre estratos por especie……. 266
Capítulo 2. Razón área foliar – área de albura en la base de la copa comparación entre estratos por especie 268
Capítulo 2. Comparación área foliar media estimada con AF-AAP y con los modelos por estrato y con todos los árboles 271
Capítulo 2. Incremento en la sección transversal normal 273
Capítulo 2. Incremento corriente anual promedio en altura 274
Capítulo 2. Modelo seleccionados de incremento anual en volumen a partir del área foliar275
Capítulo 2. Análisis de correlación de Pearson del incremento en volumen individual ... 281
Capítulo 2. Modelos de incremento corriente en volumen en relación a otras variables correlacionadas 282
Capítulo 3. Modelos finales altura-DAP de 10 años antes 286
Capítulo 3. Modelos finales altura-DAP actuales 288
Capítulo 4. Atributos de los renovales de ciprés y coihue 299
Capítulo 4. Incremento en altura de los renovales de ciprés y coihue 302
Capítulo 5. Ensayo 1. Caracteres morfológicos promedio de los plantines 303
Capítulo 5. Ensayo 1. Supervivencia en el tiempo 306
Capítulo 5. Ensayo 1. Supervivencia al final de la temporada 309
Capítulo 5. Ensayo 1. Incremento absoluto en DAC 310
Capítulo 5. Ensayo 1. Incremento relativo en DAC 314
Capítulo 5. Ensayo 1. Incremento absoluto en altura 316
Capítulo 5. Ensayo 1. Incremento relativo en altura 318
Capítulo 5. Ensayo 1. Incremento absoluto en volumen 322
Capítulo 5. Ensayo 1. Incremento relativo en volumen 325
Capítulo 5. Ensayo 2. Supervivencia en el tiempo. Primer temporada 327

Capítulo 5. Ensayo 2. Supervivencia al final de la primera temporada 328
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento absoluto en DAC. Primera temporada 330
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en DAC. Primera temporada 335
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento absoluto en altura. Primera temporada 339
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en altura. Primera temporada 343
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento absoluto en volumen. Primera temporada 345
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en volumen. Primera temporada 347
Capítulo 5. Ensayo 2. Supervivencia en el tiempo. Segunda temporada 350
Capítulo 5. Ensayo 2. Supervivencia al final de la segunda temporada 353
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en DAC. Acumulado en la 2° temporada 360
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento absoluto en altura. Acumulado en la 2°temporada 363
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en altura. Segunda temporada 367
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento absoluto en volumen. Acumulado en la 2° temporada 368
Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en volumen. Acumulado en la 2° temporada 371
Capítulo 5. Ensayo 2. Caracteres funcionales 374
Capítulo 6. Ensayo 2015: Material vegetal utilizado. 384
Capítulo 6. Ensayo 2015: Supervivencia del primer año. Sitio xérico 387
Capítulo 6. Ensayo 2015: Supervivencia del primer año. Sitio mésico 388
Capítulo 6. Ensayo 2015: Supervivencia del tercer año. Sitio xérico 389
Capítulo 6. Ensayo 2015: Supervivencia del tercer año. Sitio mésico 390
Capítulo 6. Ensayo 2015: Incremento en DAC. Sitio mésico 391
Capítulo 6. Ensayo 2015: Incremento en DAC. Sitio xérico 394
Capítulo 6. Ensayo 2015: Incremento en altura. Sitio mésico 397
Capítulo 6. Ensayo 2015: Incremento en altura. Sitio xérico 400
Capítulo 6. Ensayo 2016: Material vegetal utilizado 403
Capítulo 6. Ensayo 2016/1: Supervivencia al final del segundo año. Sitio mésico 406
Capítulo 6. Ensayo 2016/1: Supervivencia al final del segundo año. Sitio xérico 407
Capítulo 6. Ensayo 2016/1: Incremento en DAC. Sitio mésico 409
Capítulo 6. Ensayo 2016/1: Incremento en DAC. Sitio xérico 413
Capítulo 6. Ensayo 2016/1: Incremento en altura. Sitio mésico 416
Capítulo 6. Ensayo 2016/1: Incremento en altura. Sitio xérico 420
Capítulo 6. Ensayo 2016/2: Supervivencia al final del segundo año. Sitio mésico 425
Capítulo 6. Ensayo 2016/2: Supervivencia al final del segundo año. Sitio xérico 426
Capítulo 6. Ensayo 2016/2: Incremento en DAC. Sitio mésico 427
Capítulo 6. Ensayo 2016/2: Incremento en DAC. Sitio xérico 432
Capítulo 6. Ensayo 2016/2: Incremento en altura. Sitio mésico 435
Capítulo 6. Ensayo 2016/2: Incremento en altura. Sitio xérico 439
Capítulo 7. Modelos de simulación 441

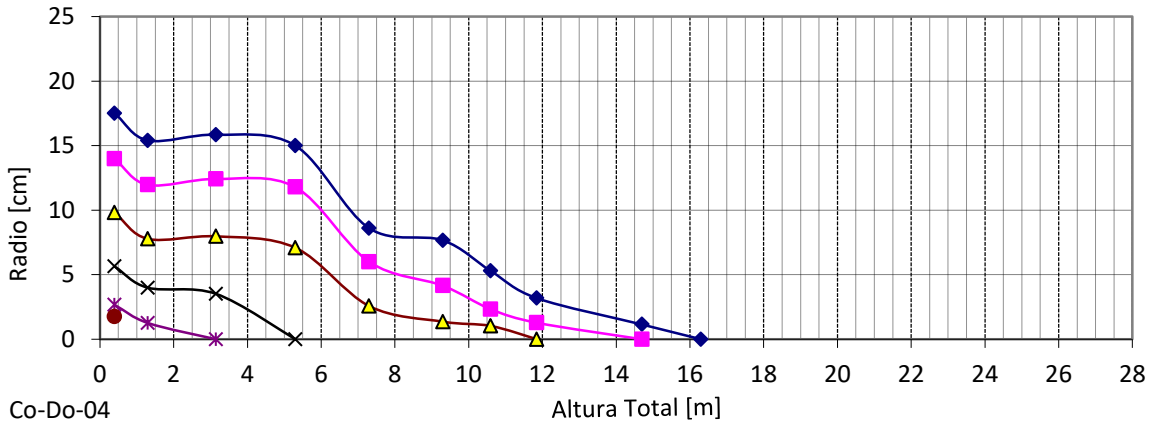
Anexo 1. Análisis fustales de árboles muestra de ciprés y coihue (Capítulo 2).



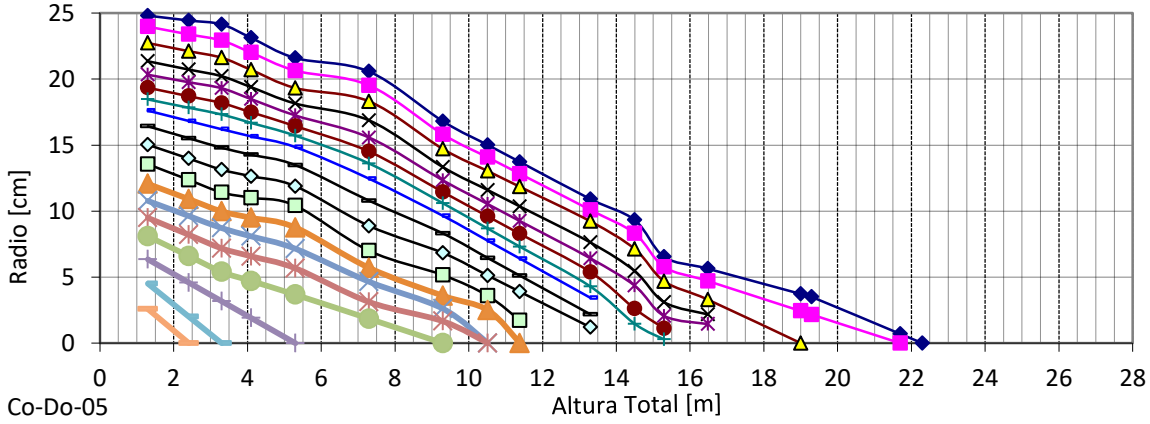
Co-Do-2



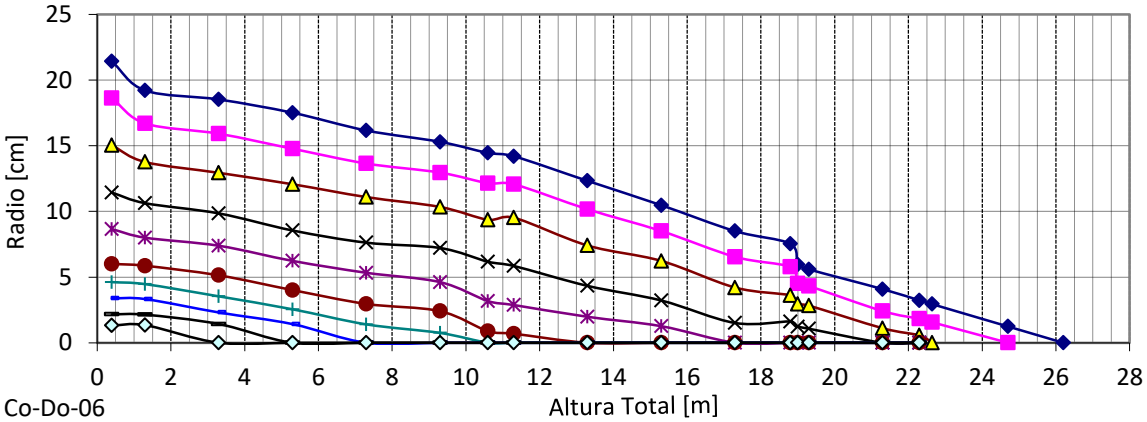
Co-Do-03



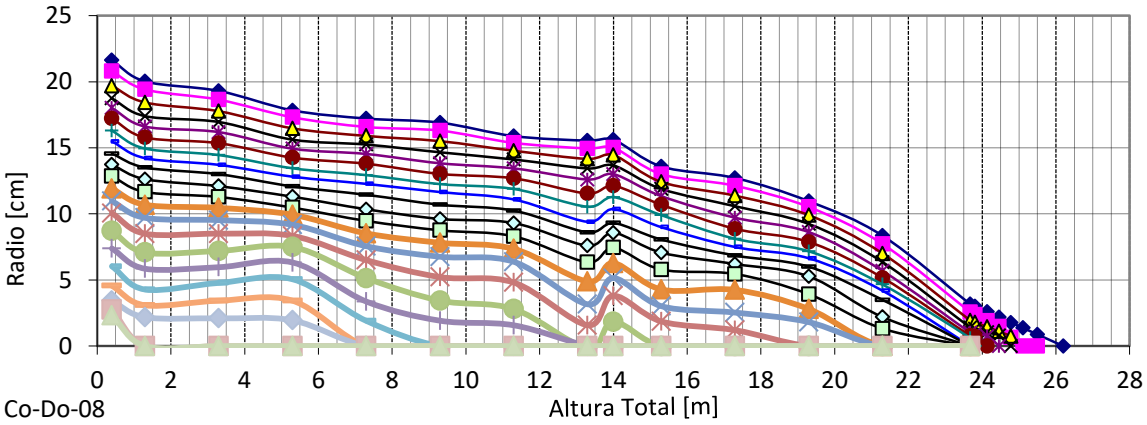
Co-Do-04



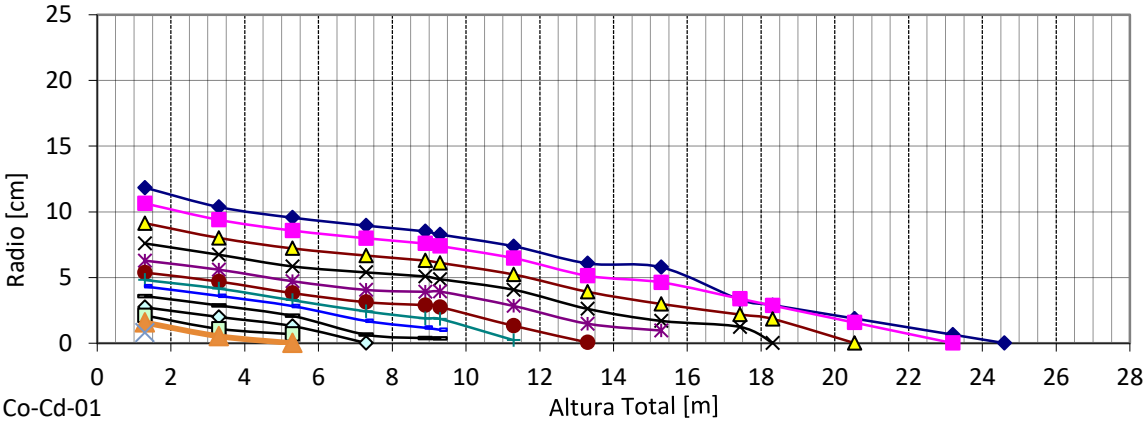
Co-Do-05



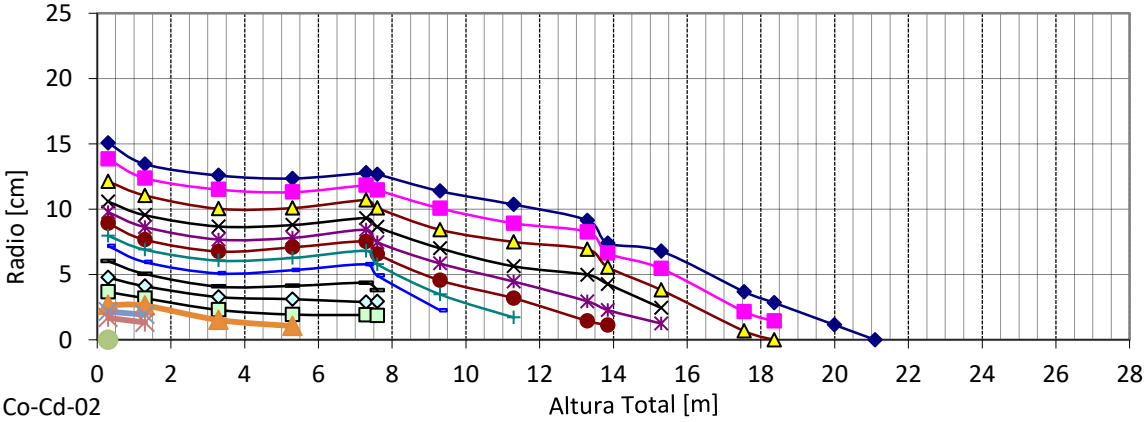
Co-Do-06



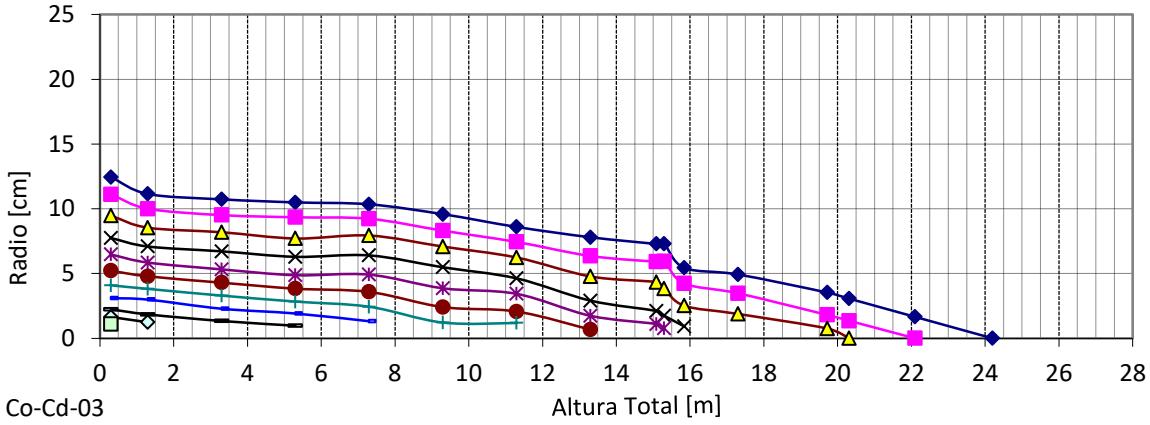
Co-Do-08



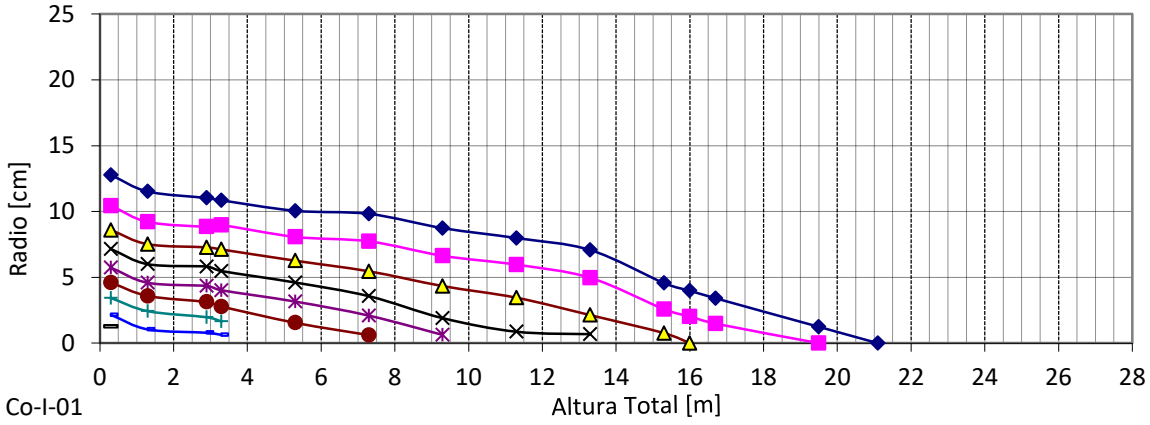
Co-Cd-01



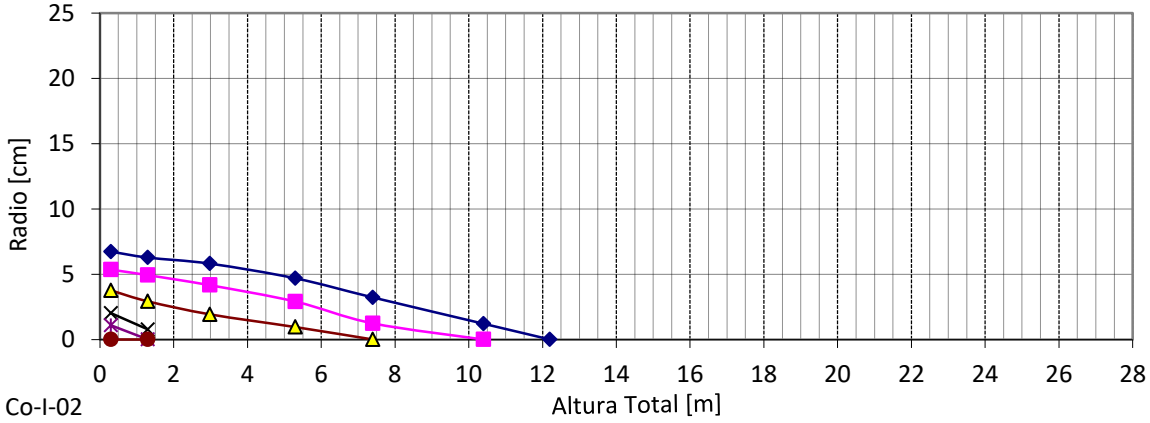
Co-Cd-02



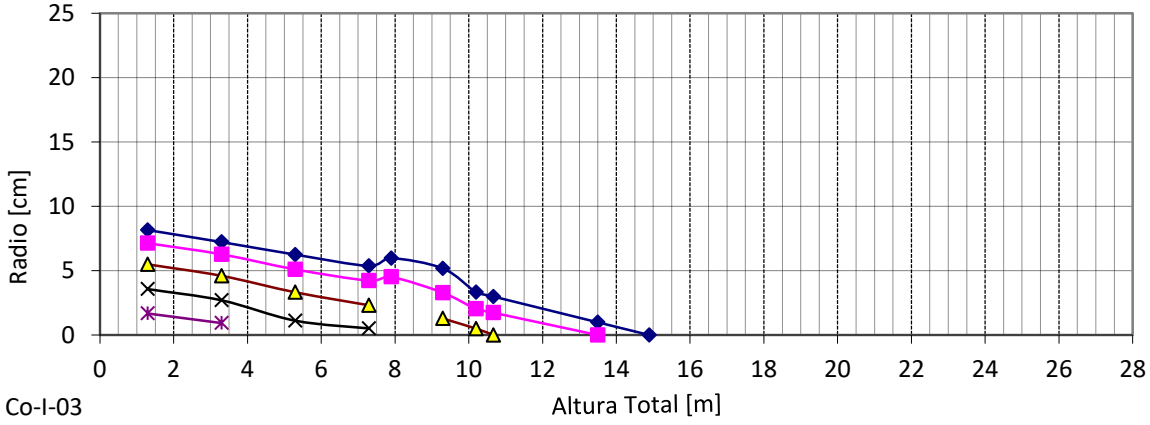
Co-Cd-03



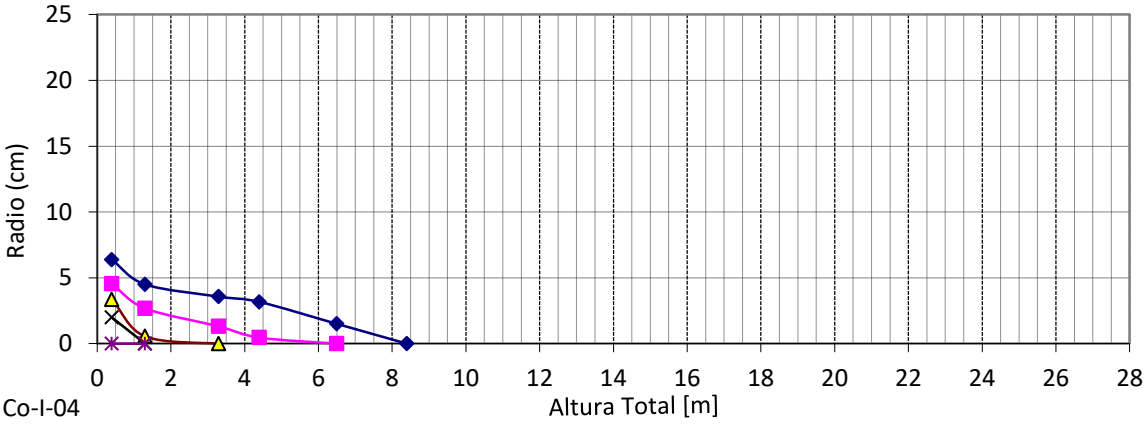
Co-I-01



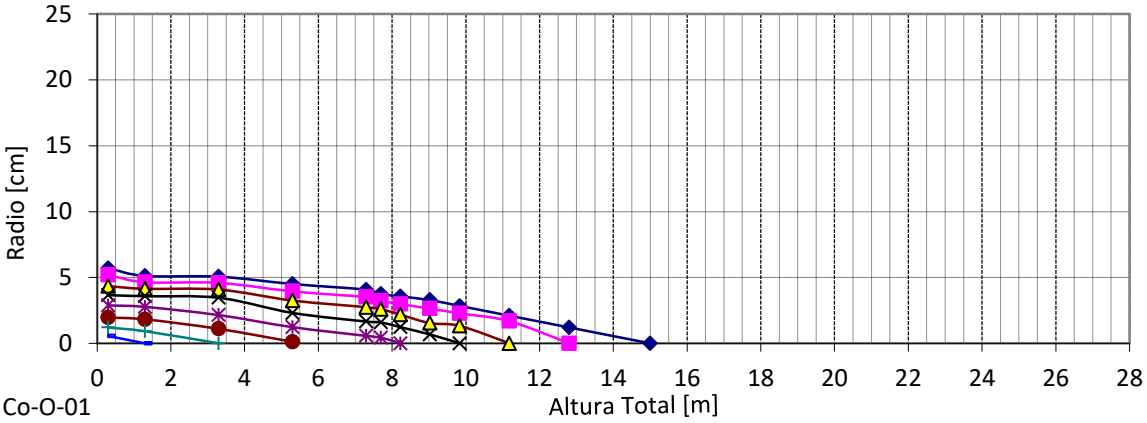
Co-I-02



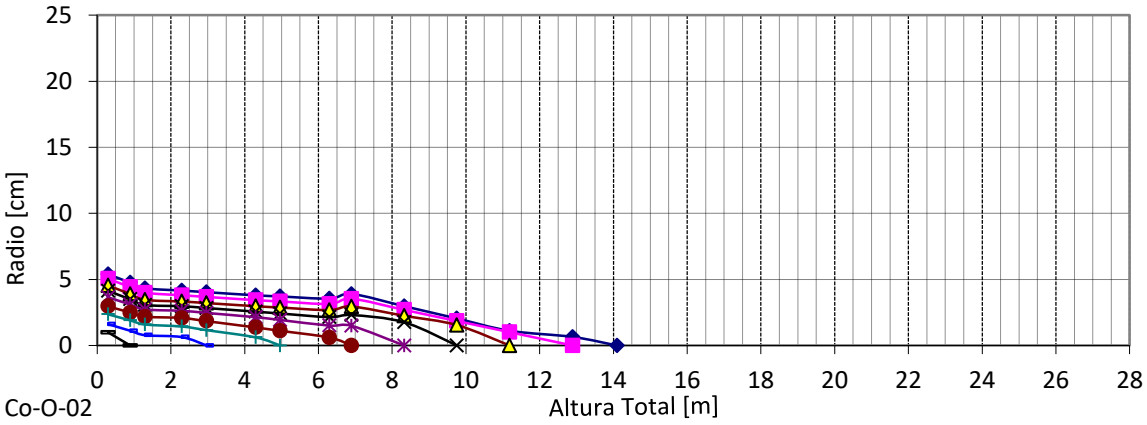
Co-I-03



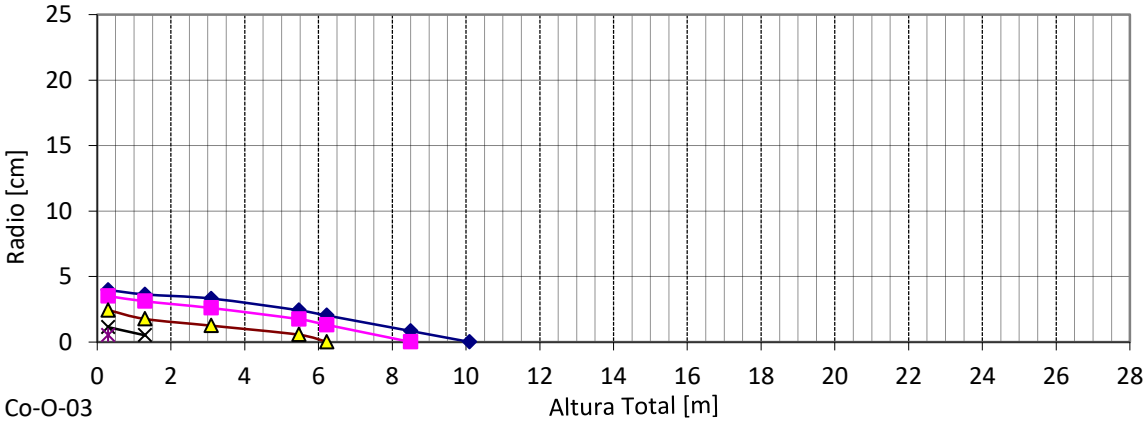
Co-I-04



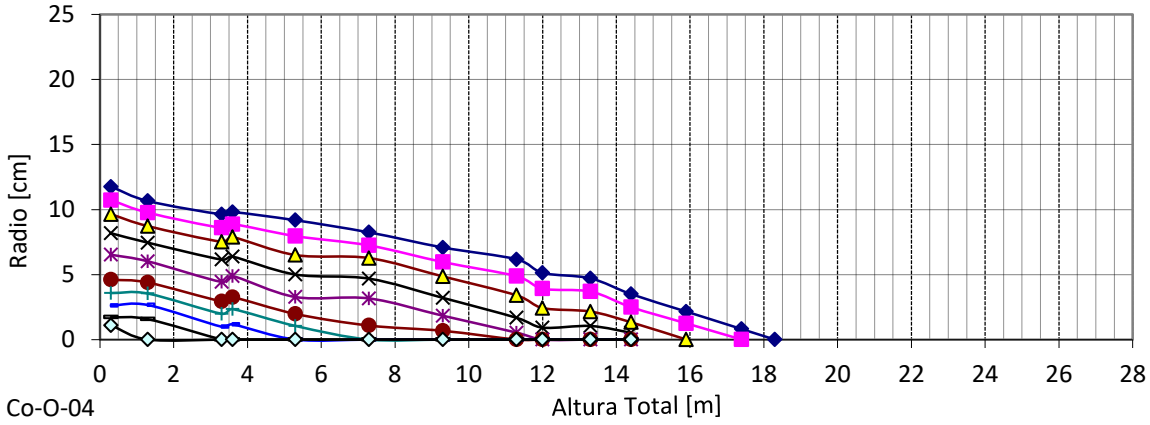
Co-O-01



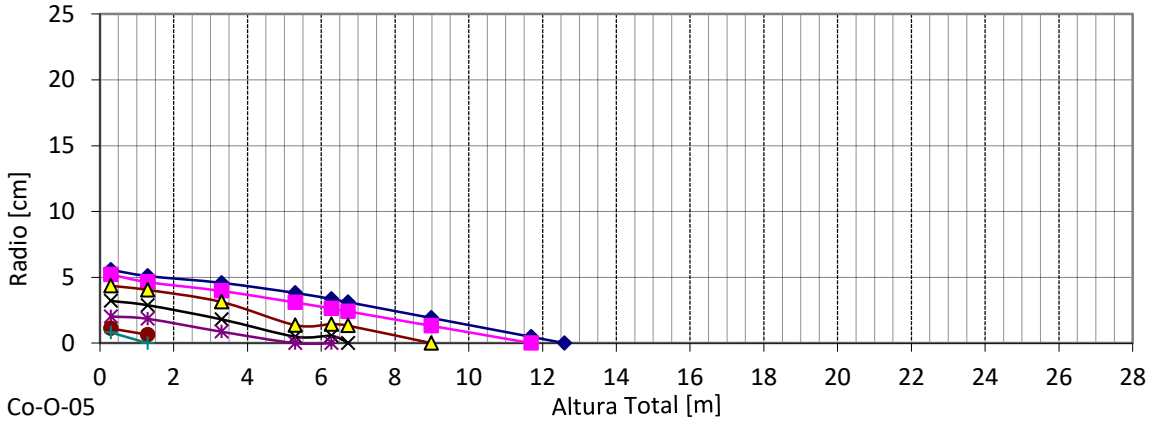
Co-O-02



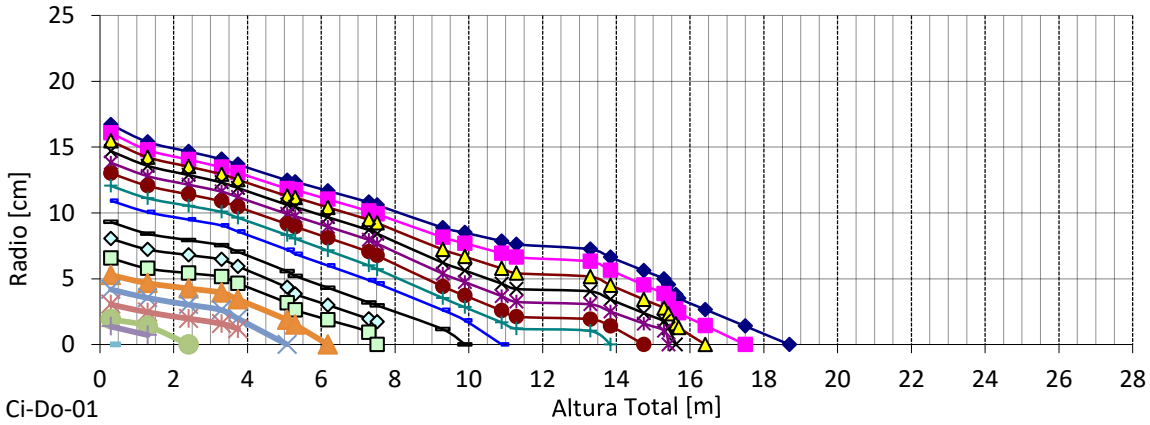
Co-O-03



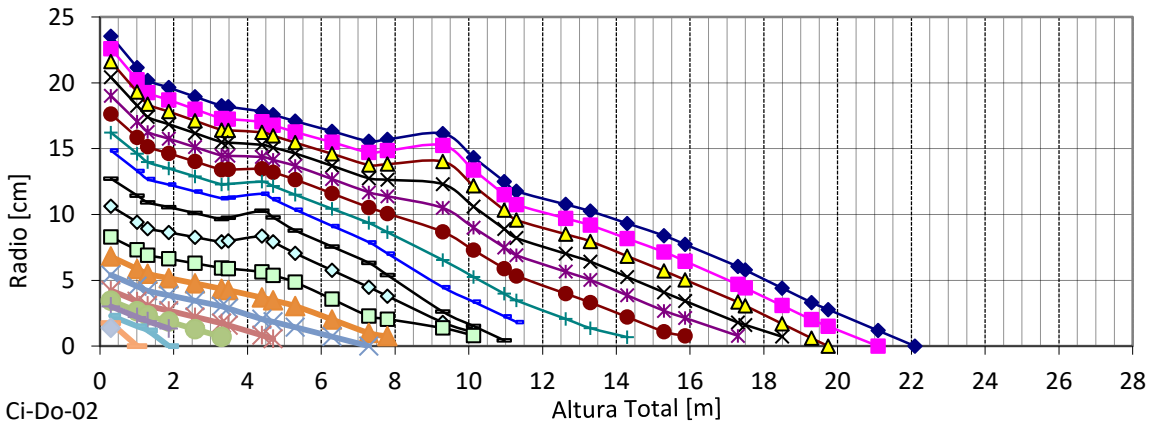
Co-O-04



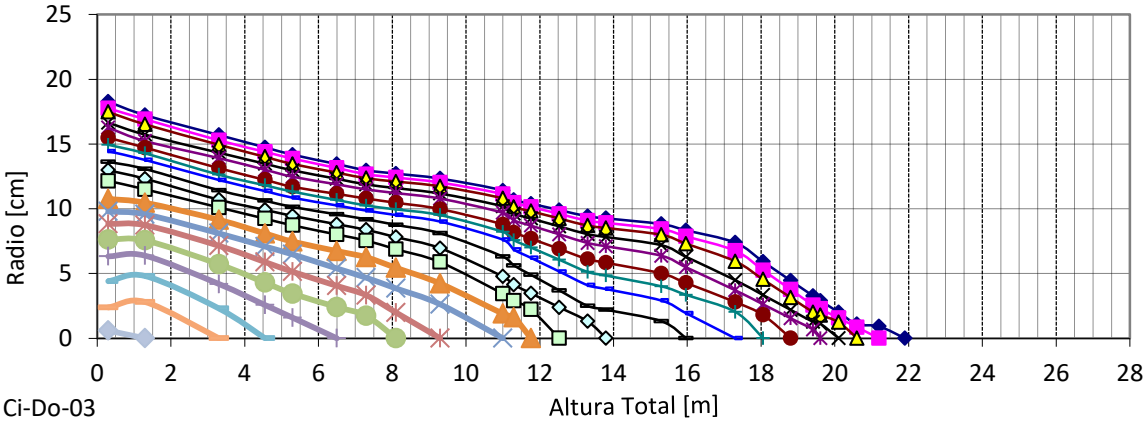
Co-O-05



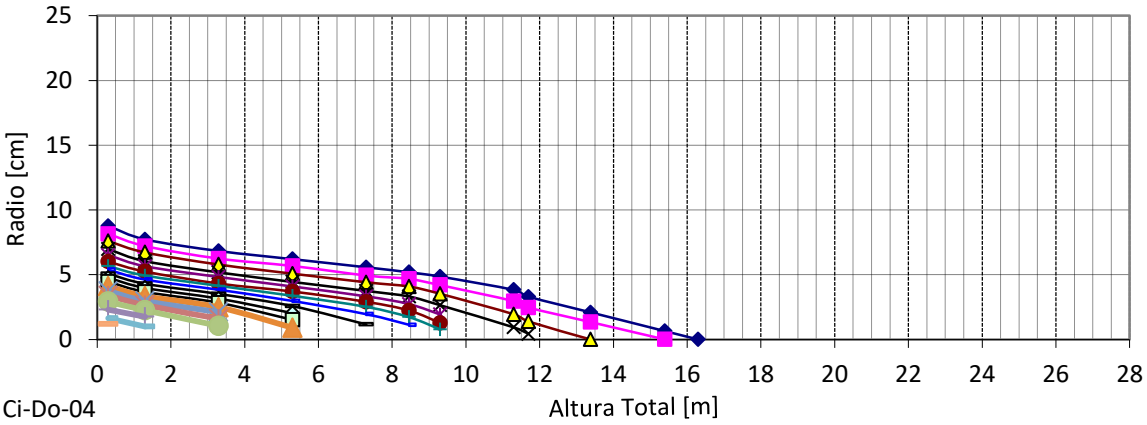
Ci-Do-01



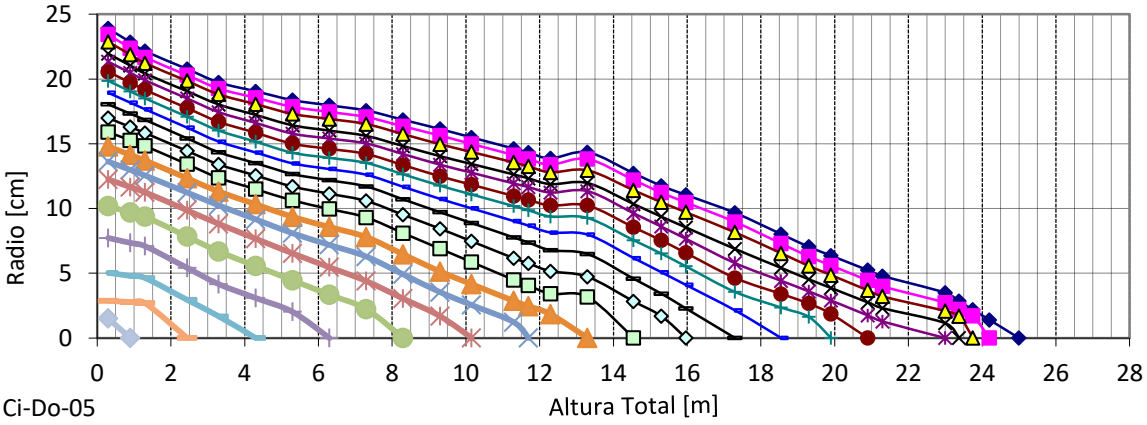
Ci-Do-02



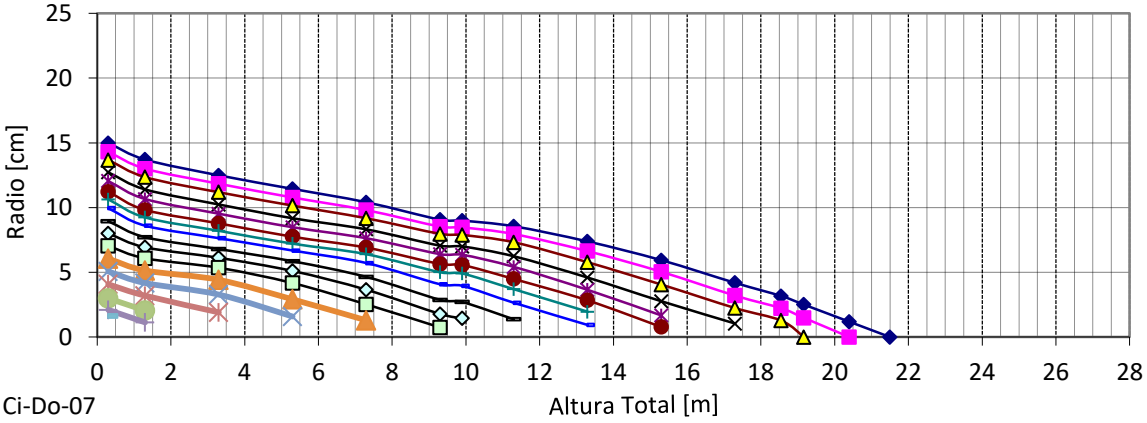
Ci-Do-03



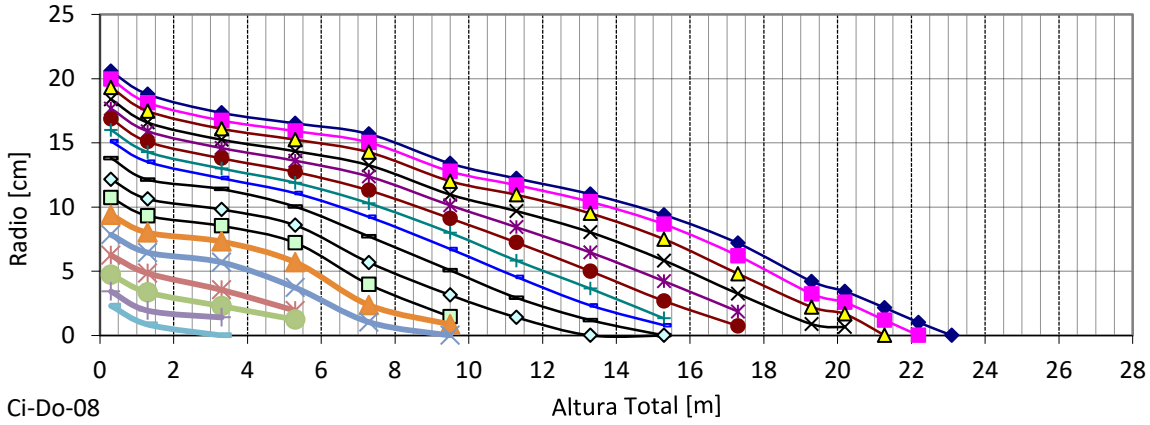
Ci-Do-04



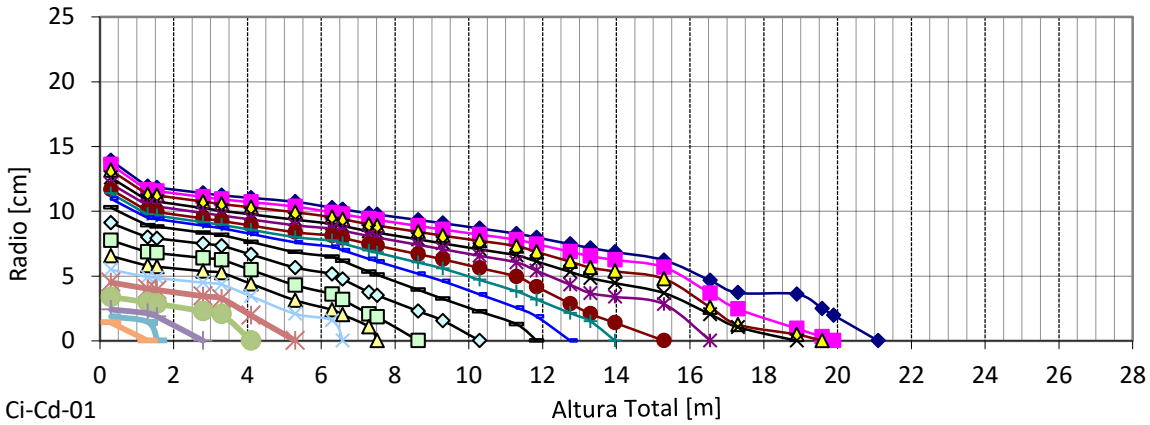
Ci-Do-05



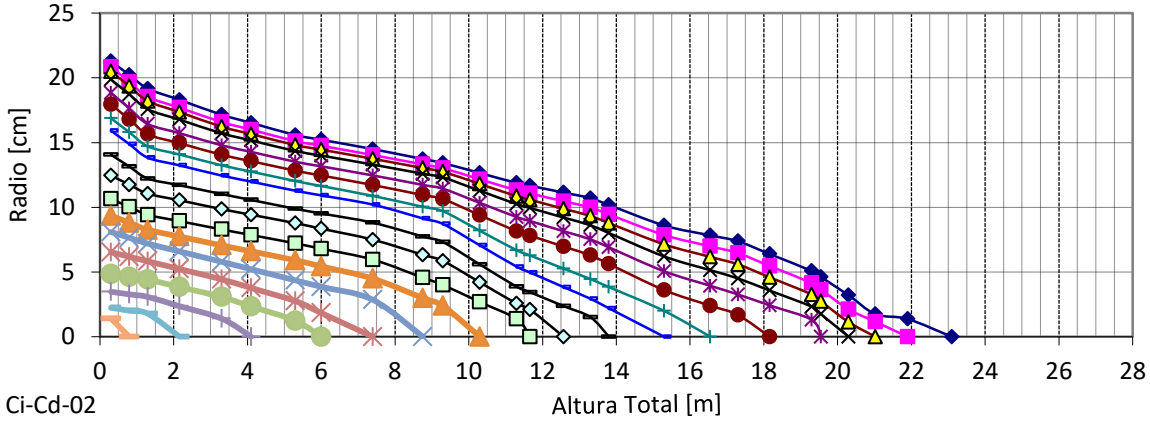
Ci-Do-07



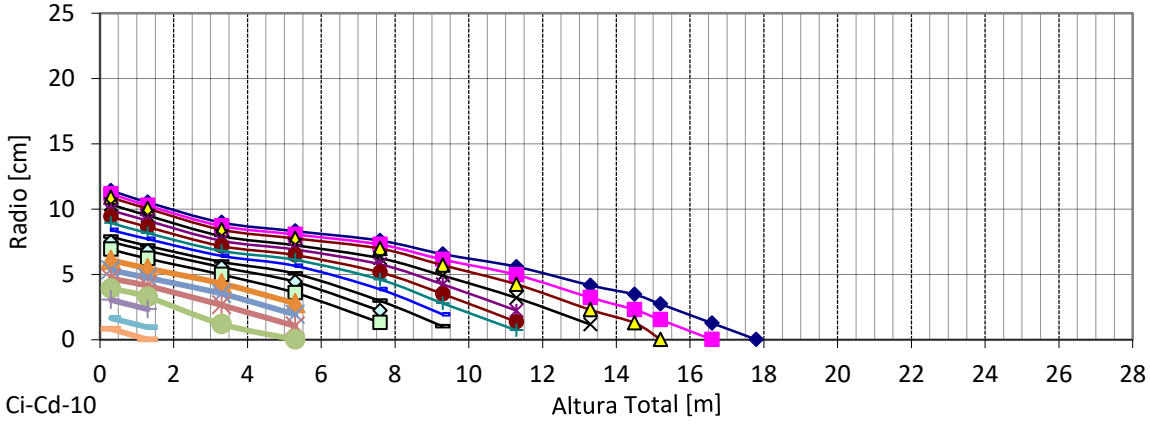
Ci-Do-08



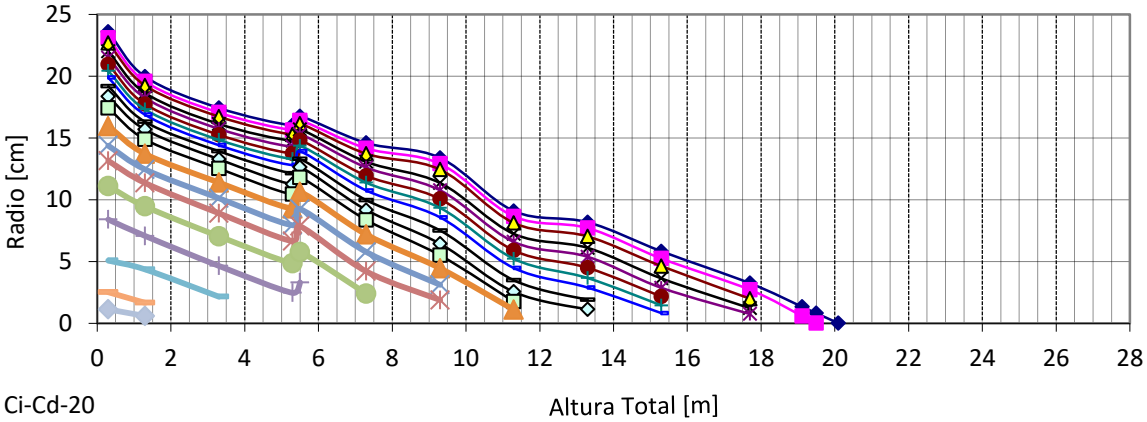
Ci-Cd-01



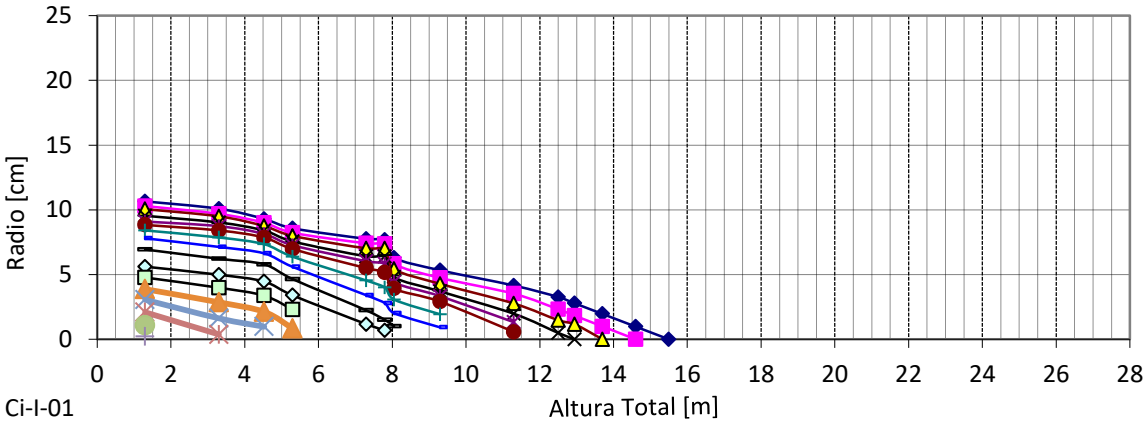
Ci-Cd-02



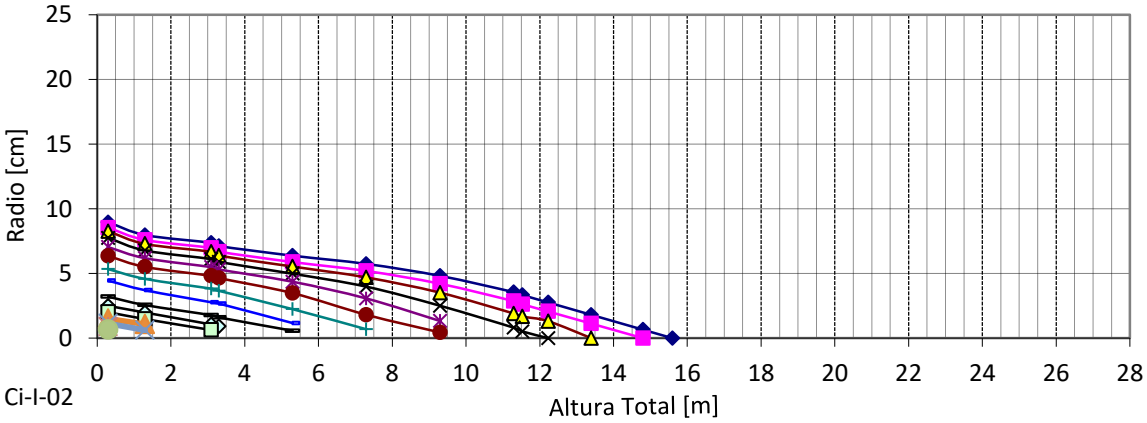
Ci-Cd-10



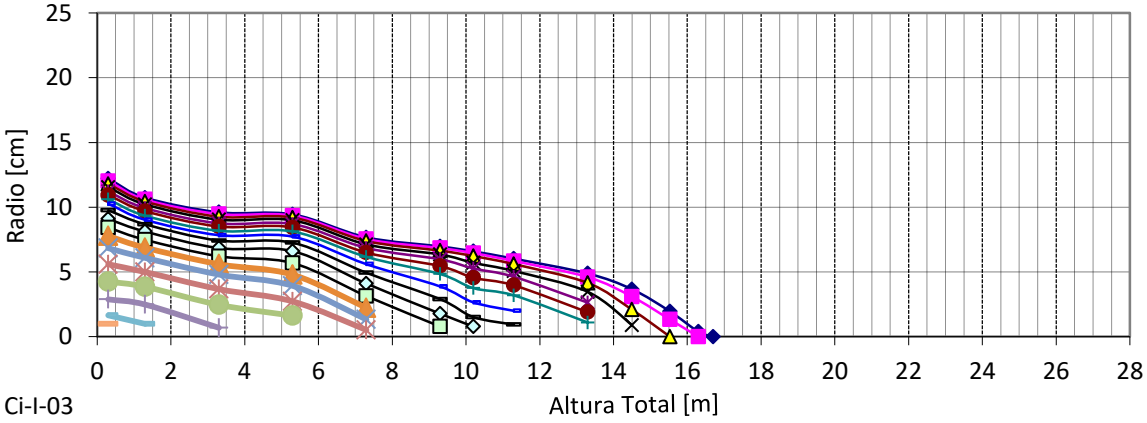
Ci-Cd-20



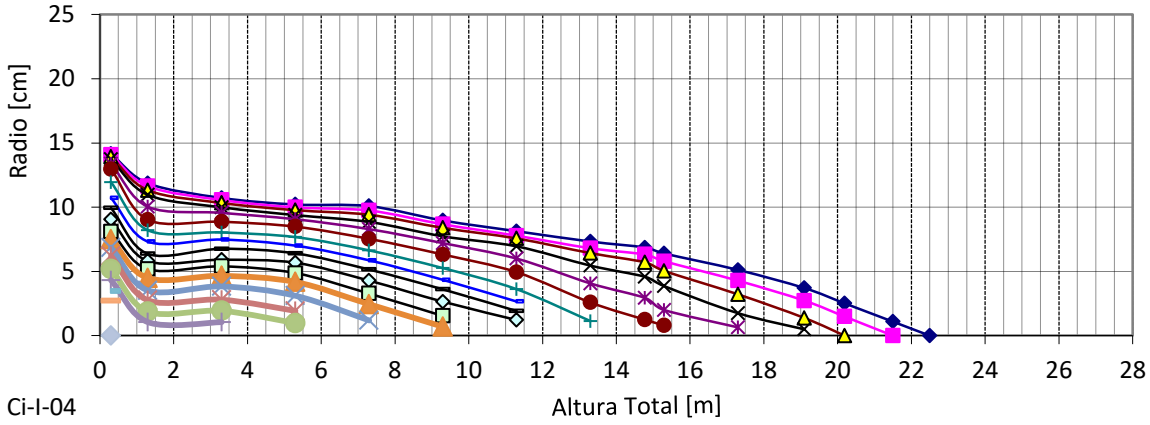
Ci-I-01



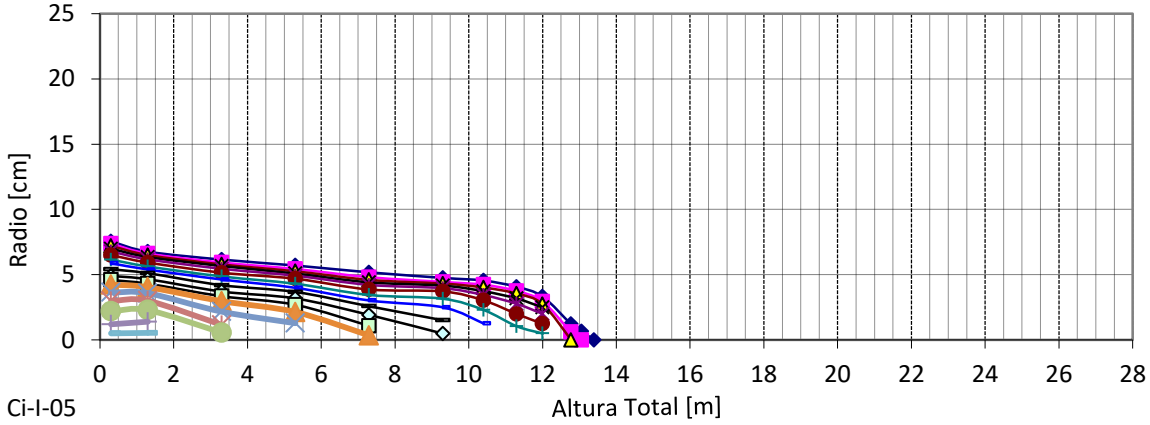
Ci-I-02



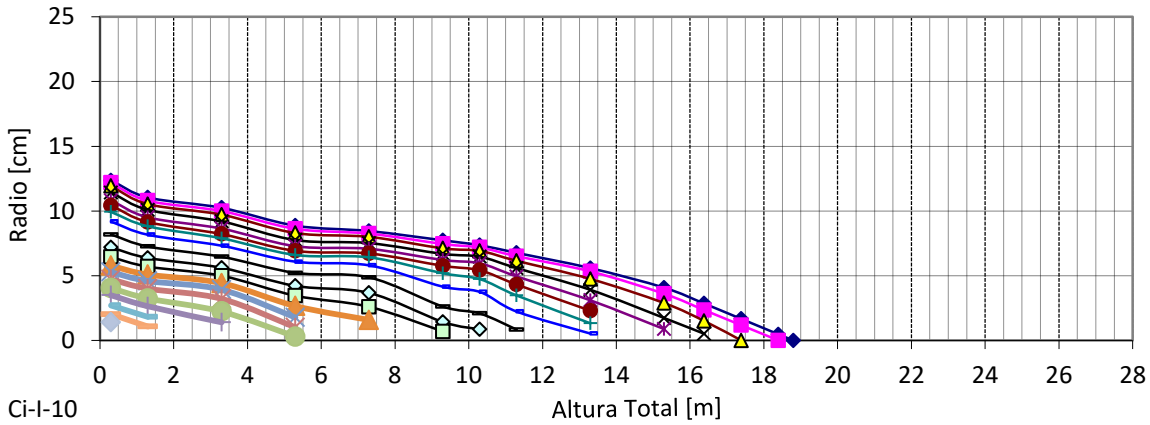
Ci-I-03



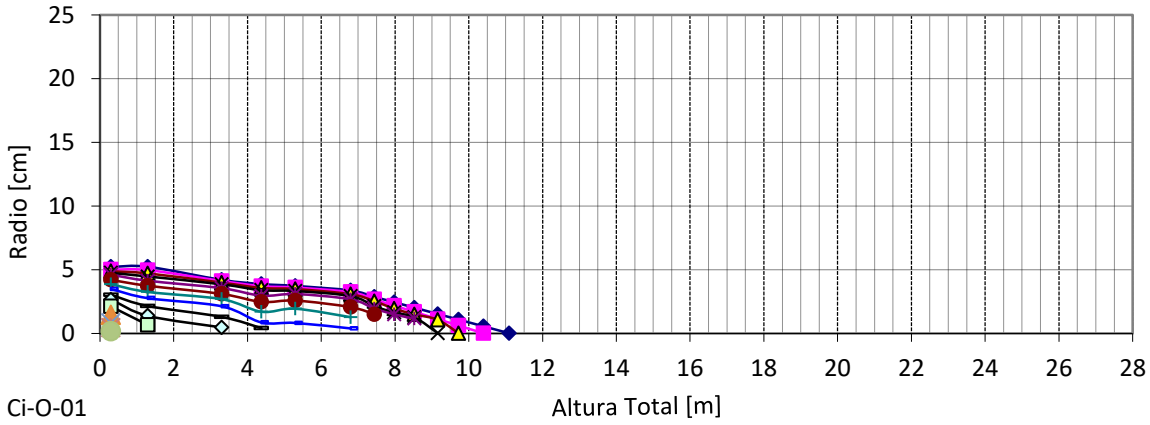
Ci-I-04



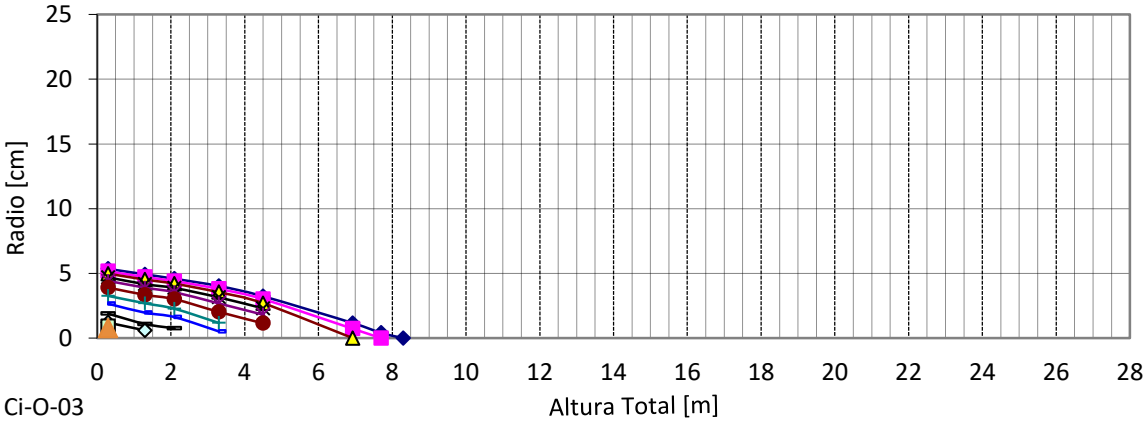
Ci-I-05



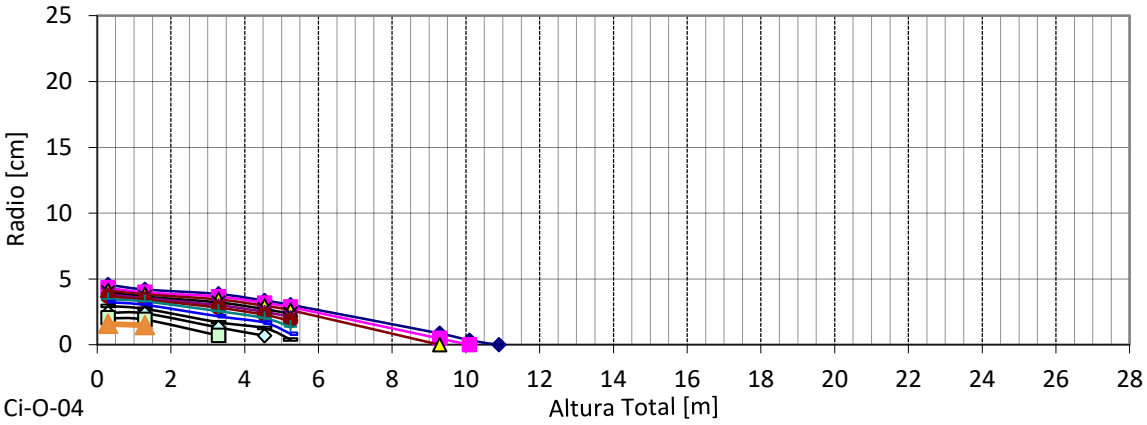
Ci-I-10



Ci-O-01

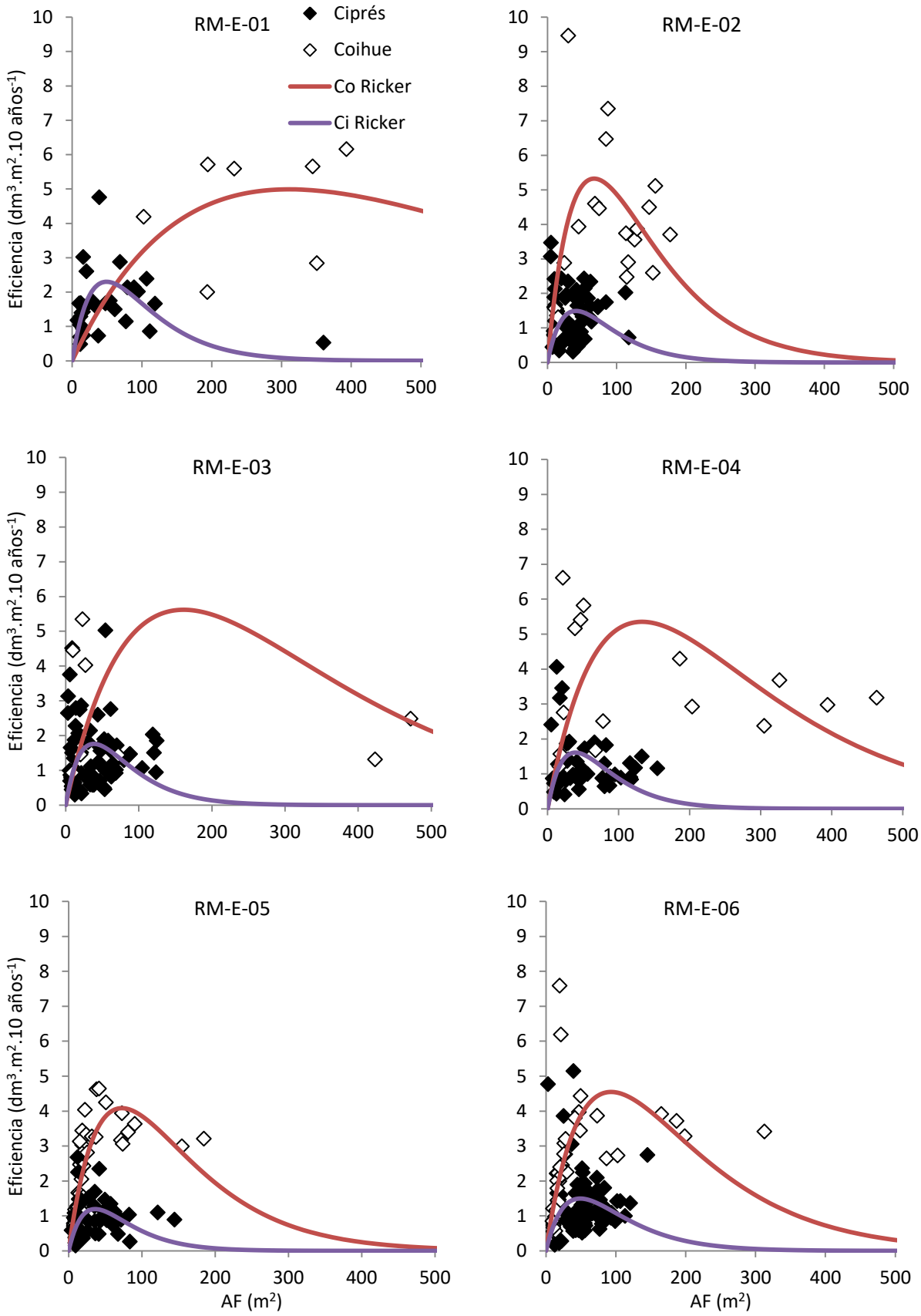

Radio [cm]
25
20
15
10
5
0
0 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24 26 28
Altura Total [m]

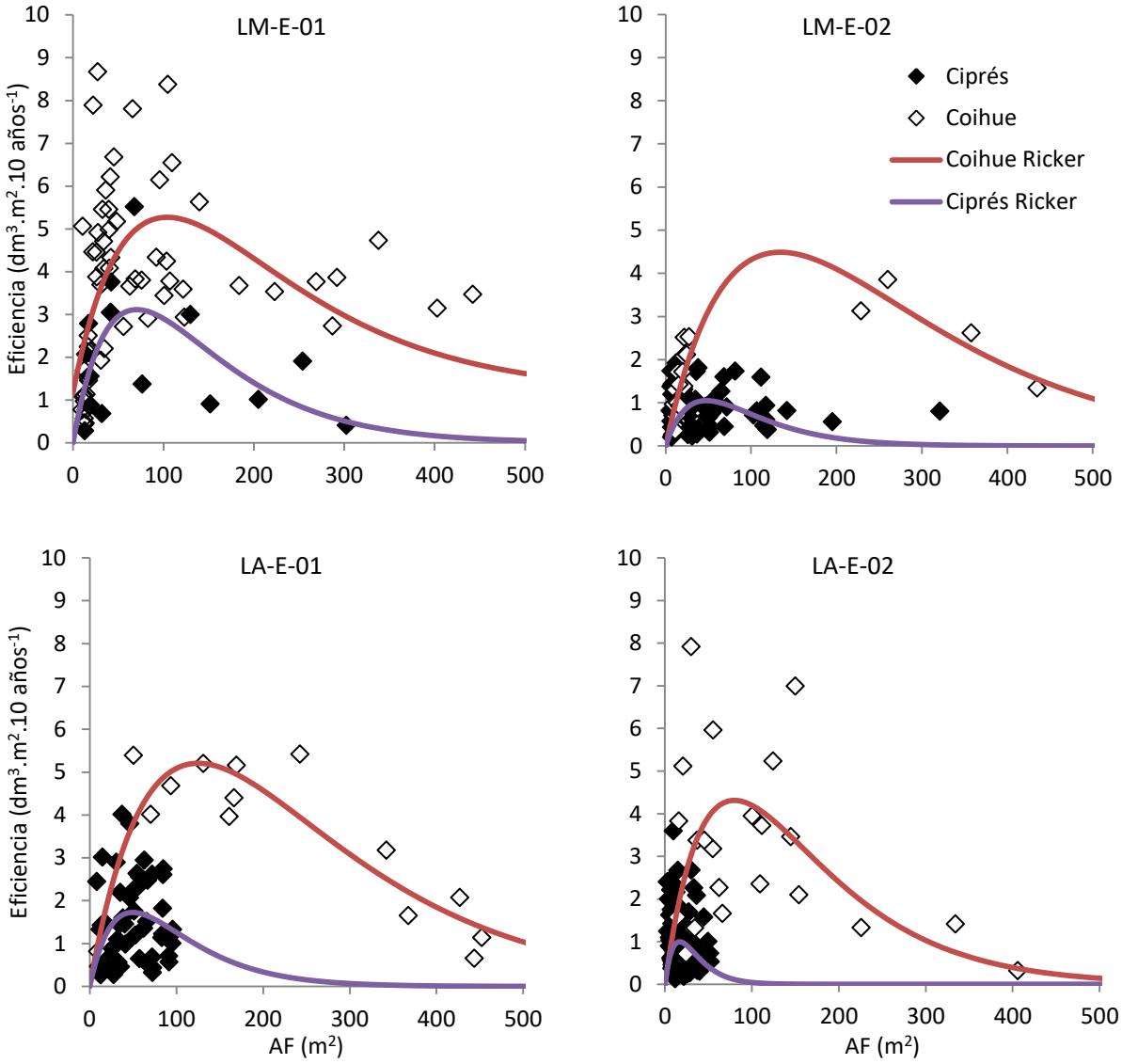
Ci-O-03


Radio [cm]
25
20
15
10
5
0
0 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24 26 28
Altura Total [m]

Ci-O-04

Anexo 2. Gráficos de eficiencia de ocupación del espacio de crecimiento ($dm^3.m^2.10$ años^{-1}) en relación al área foliar (AF, m^2) (capítulo 3)




LM-E-01
LM-E-02
LA-E-01
LA-E-02
Eficiencia (dm³.m².10 años⁻¹)
AF (m²)
Ciprés
Coihue
Coihue Ricker
Ciprés Ricker

Anexo 3. Caracterización del sotobosque en parcelas de bosques mixtos de ciprés y coihue (Capítulo 3).

METODOLOGÏA

Se determinó la composición específica del sotobosque mediante el sistema Braun-Blanquet en una parcela circular de 12,5 m^2 (2 m de radio) dentro de la parcela de caracterización de la estructura (apartado 4.4.1). Se registró:

A- Presencia de todas las especies del sotobosque y su grado de cobertura/abundancia (las coberturas se estiman como porcentaje del total de la parcela y la abundancia se refiere a la densidad de los individuos de una especie en la parcela) con los siguientes signos:

r : uno o unos pocos.

+ : menos de 5% de cobertura y ocasional.

1 : abundante, pero con cobertura muy baja o menos abundante y con mayor cobertura, pero ésta siempre menor que el 5%.

2 : muy abundante y menos de 5% de cobertura o menos abundante y 5 a 25% de cobertura.

3 : 25 a 50% de cobertura, independientemente del número de individuos.

4 : 50 a 75% de cobertura, independientemente del número de individuos.

5: 75 a 100% de cobertura, independientemente del número de individuos.

B- Cobertura por estrato vertical: se registra en porcentaje de sotobosque en tres clases de altura: 0-10 cm, 10-50 cm y mayor a 50 cm.

C- Distribución horizontal: uniforme, por parches o ralo.

RESULTADOS

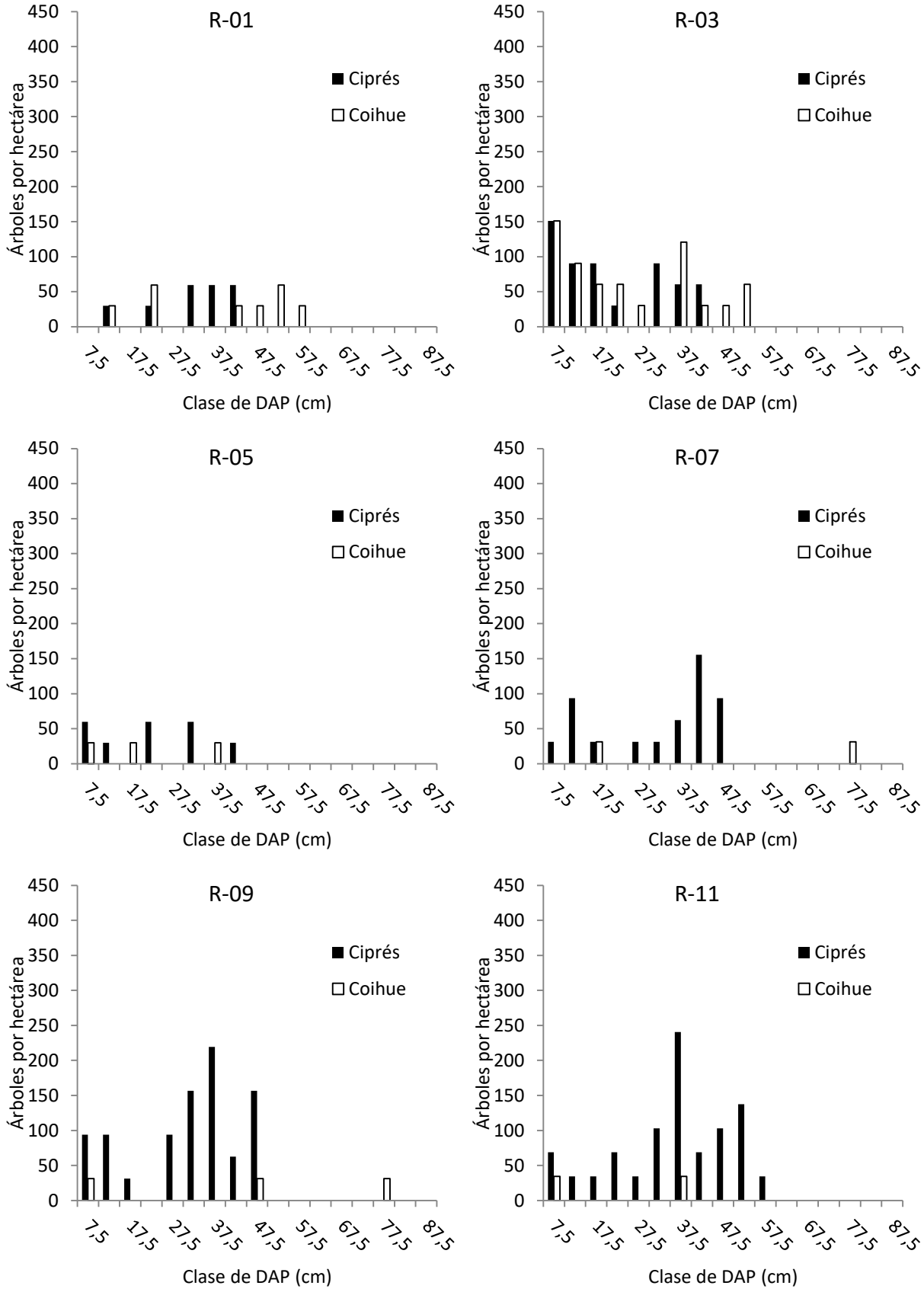
Parcela	*Cob. vertical (%) 0-10 cm*	*Cob. vertical (%) 10-50 cm*	*Cob. vertical (%) > 50 cm*	*Distribución horizontal*	*Especie*	*Cobertura/ abundancia*
RM-E-01	0	95	5	ralo	Sin identificar 1	1
					Cacho de cabra	r
					Arvejilla	r
					Sin identificar 3	r
					Sin identificar 4	r
					Radal	r
					Rumora	r
					Helecho común	r
					Maqui	r
RM-E-02	40	55	5	uniforme	Cacho de cabra	3
					Radal	r
					Chaura	2
RM-E-03	5	80	15	uniforme	Cacho de cabra	1
					Maitensillo	r
					Chinchin	+
					Maqui	+
					Arvejilla	+
					Orquidea	r
					Pega pega ch	r
					Laura	+
					Michay	+
					Rosa mosqueta	r
					Mutisia spino	+
					Sin identificar	r

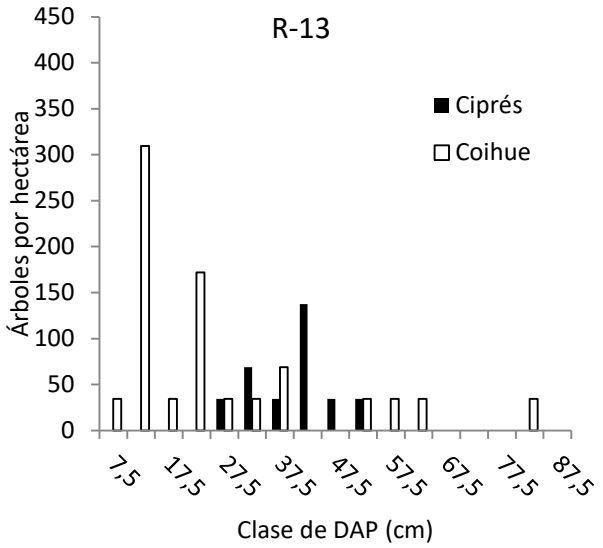
					Mutisia decurrens	+
RM-E-04	0	25	75	parches	Maqui	r
					Laura	r
					Chinchin	r
					Cacho de cabra	1
					Sin identificar 1	r
					Sin identificar 2	r
RM-E-05	10	35	55	uniforme	Laura	+
					Cacho de cabra	r
					Maitensillo	r
					Cipres	r
					Caña	r
					Maqui	r
					Chinchin	r
RM-E-06	0	10	90	ralo	Arvejilla	+
					Radal	r
					Maqui	r
					Chinchin	r
					Laura	r
					Maitensillo	r
					Cacho de cabra	r
					Maiten	r
LA-E-01	0	100	0	ralo	Radal	r
					Chaura	r
					Maiten	r
					Cipres	r
LA-E-02	0	100	0	ralo	Maqui	r
					Michay	r
					Arvejilla	r
					Laura	r
					Maitensillo	r
LM-E-01	2	40	58	Uniforme	Maqui	1
					Laura	r
					Cacho de cabra	2
					Cipres	2
					Chinchin	+
					Enredadera	+
					Murra	+
					Coihue	r
LM-E-02	1	4	95	parches	Coihue	2
					Cipres	1
					Maqui	r
					Radal	r
					Laura	r

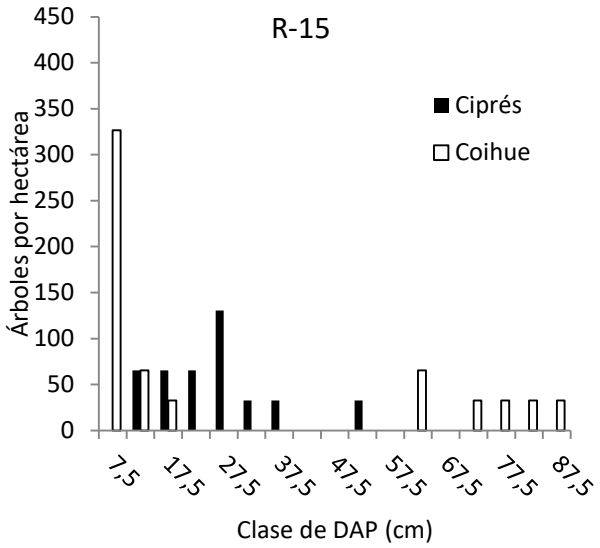
Anexo 4. Datos de dosel de parcelas de evaluación de incremento en altura de renovales de ciprés y coihue.

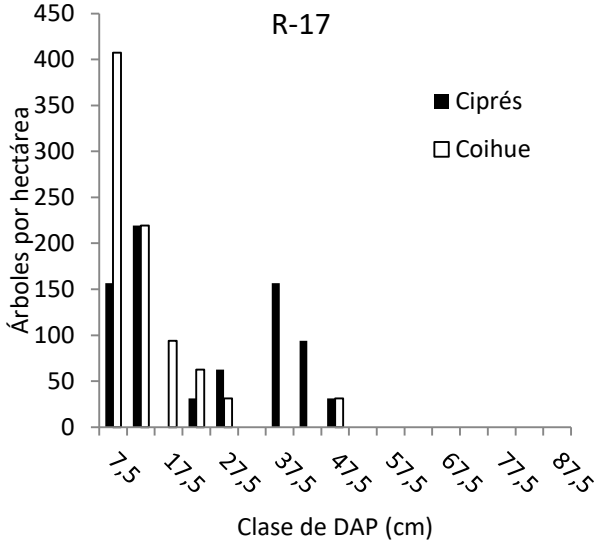
	Especie - Estrato	*AB.ha^{-1}*	*N.ha^{-1}*	*DCM*	*IAF*			*AB.ha^{-1}*	*N.ha^{-1}*	*DCM*	*IAF*
R-01	TOTAL MIXTO	42,3	476	27,7	5,5	R-23	TOTAL MIXTO	20,5	588	17,9	2,1
	CIPRES EST. INFERIOR	1,9	59	19,8	0,2		CIPRES EST. INFERIOR	3,8	359	11,2	0,6
	CIPRES EST. SUPERIOR	16,2	149	36,9	1,6		CIPRES EST. SUPERIOR	16,7	229	24,6	1,6
	COIHUE EST. INFERIOR	1,9	119	13,9	0,2		COIHUE EST. INFERIOR	-	-	-	-
	COIHUE EST. SUPERIOR	22,3	149	40,2	3,6		COIHUE EST. SUPERIOR	-	-	-	-
R-03	TOTAL MIXTO	63,9	1057	29,7	7,9	R-25	TOTAL MIXTO	19,0	609	19,3	2,4
	CIPRES EST. INFERIOR	3,1	302	11,1	0,6		CIPRES EST. INFERIOR	0,9	145	9,6	0,3
	CIPRES EST. SUPERIOR	21,7	211	53,1	2,1		CIPRES EST. SUPERIOR	12,9	145	34,9	1,3
	COIHUE EST. INFERIOR	3,2	272	15,0	0,6		COIHUE EST. INFERIOR	3,7	261	15,2	0,7
	COIHUE EST. SUPERIOR	35,9	272	39,7	4,7		COIHUE EST. SUPERIOR	1,4	58	17,6	0,1
R-05	TOTAL MIXTO	21,0	656	22,7	2,4	R-27	TOTAL MIXTO	26,7	354	23,3	3,3
	CIPRES EST. INFERIOR	1,4	328	9,4	0,5		CIPRES EST. INFERIOR	3,9	89	24,2	0,4
	CIPRES EST. SUPERIOR	15,2	179	31,9	1,4		CIPRES EST. SUPERIOR	22,1	207	270,2	2,7
	COIHUE EST. INFERIOR	1,2	119	13,2	0,3		COIHUE EST. INFERIOR	0,7	59	11,4	0,1
	COIHUE EST. SUPERIOR	3,1	30	36,5	0,3		COIHUE EST. SUPERIOR	-	-	-	-
R-07	TOTAL MIXTO	41,4	405	37,8	4,6	R-29	TOTAL MIXTO	48,6	910	21,3	5,0
	CIPRES EST. INFERIOR	3,6	187	15,2	0,4		CIPRES EST. INFERIOR	5,9	323	14,7	0,5
	CIPRES EST. SUPERIOR	23,0	156	43,7	2,1		CIPRES EST. SUPERIOR	38,2	411	32,6	3,8
	COIHUE EST. INFERIOR	0,6	31	15,9	0,2		COIHUE EST. INFERIOR	1,9	117	14,3	0,3
	COIHUE EST. SUPERIOR	14,3	31	76,4	1,9		COIHUE EST. SUPERIOR	2,6	59	23,7	0,4
R-09	TOTAL MIXTO	43,4	470	29,9	4,9	R-31	TOTAL MIXTO	56,8	236	45,8	5,0
	CIPRES EST. INFERIOR	5,7	125	25,2	0,3		CIPRES EST. INFERIOR	4,8	88	25,5	0,5
	CIPRES EST. SUPERIOR	32,0	282	39,5	3,0		CIPRES EST. SUPERIOR	4,1	29	42,0	0,3
	COIHUE EST. INFERIOR	0,1	31	7,3	0,1		COIHUE EST. INFERIOR	-	-	-	-
	COIHUE EST. SUPERIOR	5,6	31	47,7	1,5		COIHUE EST. SUPERIOR	47,9	118	69,9	4,2
R-11	TOTAL MIXTO	42,7	412	15,2	4,0	R-33	TOTAL MIXTO	33,9	491	37,2	2,7
	CIPRES EST. INFERIOR	1,4	69	16,2	0,1		CIPRES EST. INFERIOR	9,2	289	17,5	0,8
	CIPRES EST. SUPERIOR	41,2	309	38,8	3,8		CIPRES EST. SUPERIOR	11,5	58	49,8	1,0
	COIHUE EST. INFERIOR	0,1	34	6,0	0,1		COIHUE EST. INFERIOR	0,4	115	6,4	0,1
	COIHUE EST. SUPERIOR	-	-	-	-		COIHUE EST. SUPERIOR	12.8	29	75,0	0,7
R-13	TOTAL MIXTO	38,0	791	29,2	5,3	R-35	TOTAL MIXTO	35,8	708	35,3	3,6
	CIPRES EST. INFERIOR	6,0	103	27,0	0,5		CIPRES EST. INFERIOR	7,1	277	18,1	0,8
	CIPRES EST. SUPERIOR	10,7	206	30,0	1,2		CIPRES EST. SUPERIOR	16,6	92	47,1	1,5
	COIHUE EST. INFERIOR	3,9	412	9,0	0,7		COIHUE EST. INFERIOR	1,2	308	8,3	0,4
	COIHUE EST. SUPERIOR	17,4	69	50,6	2,9		COIHUE EST. SUPERIOR	11,0	31	67,5	0,9
R-15	TOTAL MIXTO	79,0	590	48,8	5,3	R-40	TOTAL MIXTO	25,6	962	30,8	3,4
	CIPRES EST. INFERIOR	15,2	294	24,4	1,2		CIPRES EST. INFERIOR	7,8	481	14,6	1,0
	CIPRES EST. SUPERIOR	10,1	2	87,1	0,9		CIPRES EST. SUPERIOR	4,2	60	29,5	0,5
	COIHUE EST. INFERIOR	1,1	163	10,1	0,3		COIHUE EST. INFERIOR	2,3	391	9,6	0,6
	COIHUE EST. SUPERIOR	52,6	131	73,6	3,0		COIHUE EST. SUPERIOR	11,3	30	69,3	1,4
R-17	TOTAL MIXTO	56,3	1472	25,6	7,4	R-42	TOTAL MIXTO	10,2	184	21,6	1,1
	CIPRES EST. INFERIOR	8,1	439	20,8	1,2		CIPRES EST. INFERIOR	0,3	31	10,4	0,1
	CIPRES EST. SUPERIOR	33,8	282	37,1	3,3		CIPRES EST. SUPERIOR	8,9	61	43,0	0,8
	COIHUE EST. INFERIOR	5,5	658	11,9	1,0		COIHUE EST. INFERIOR	1,0	92	11,3	0,2
	COIHUE EST. SUPERIOR	9,0	94	32,6	1,9		COIHUE EST. SUPERIOR	-	-	-	-
R-19	TOTAL MIXTO	40,9	964	26,6	4,9	R-44	TOTAL MIXTO	55,1	592	21,4	5,1
	CIPRES EST. INFERIOR	5,2	185	16,3	0,5		CIPRES EST. INFERIOR	0,5	33	14,0	0,1
	CIPRES EST. SUPERIOR	5,5	37	43,5	0,6		CIPRES EST. SUPERIOR	53,2	428	37,9	4,7
	COIHUE EST. INFERIOR	2,7	408	12,2	0,5		COIHUE EST. INFERIOR	1,4	132	12,2	0,3
	COIHUE EST. SUPERIOR	27,5	334	34,4	3,3		COIHUE EST. SUPERIOR	-	-	-	-
R-21	TOTAL MIXTO	27,2	678	23,9	4,0						
	CIPRES EST. INFERIOR	0,5	92	8,4	0,1						
	CIPRES EST. SUPERIOR	5,3	62	33,0	0,6						
	COIHUE EST. INFERIOR	5,1	400	12,8	0,8						
	COIHUE EST. SUPERIOR	16,4	123	41,4	2,4						

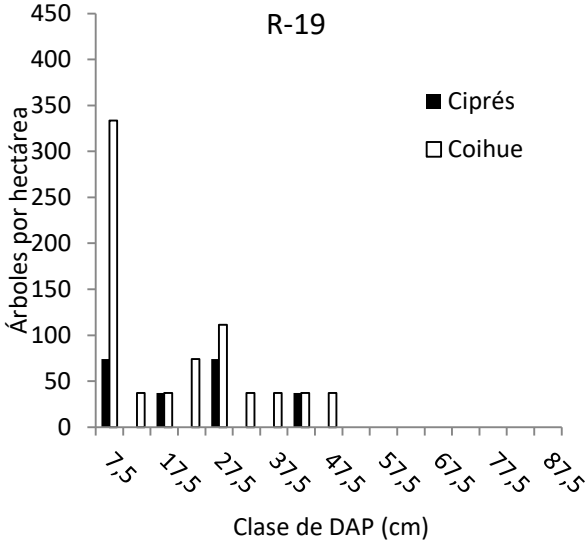
Anexo 5. Número de árboles por hectárea de parcelas de evaluación de incremento en altura de renovales de ciprés y coihue (Capítulo 4).

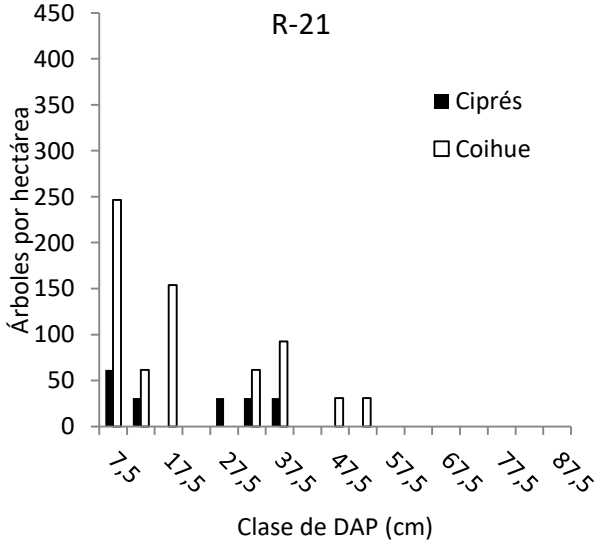


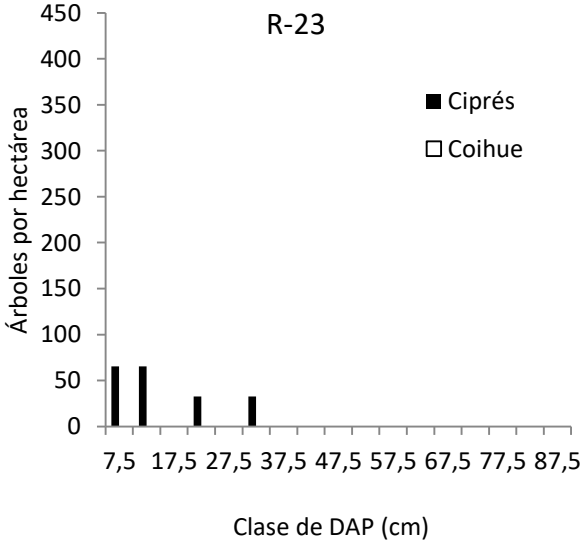

R-13
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

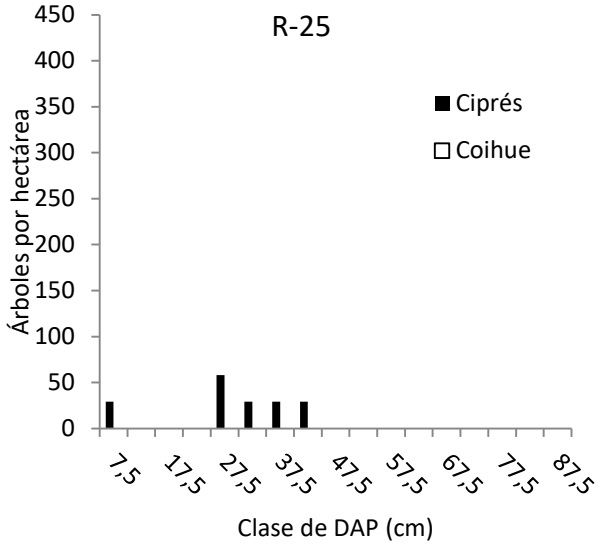

R-15
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

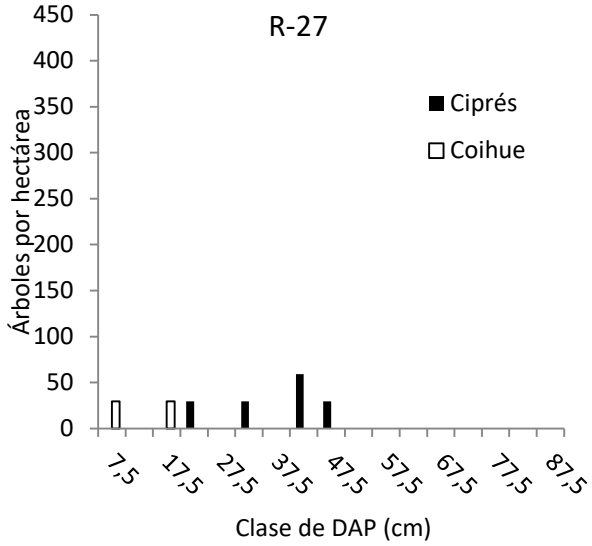

R-17
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

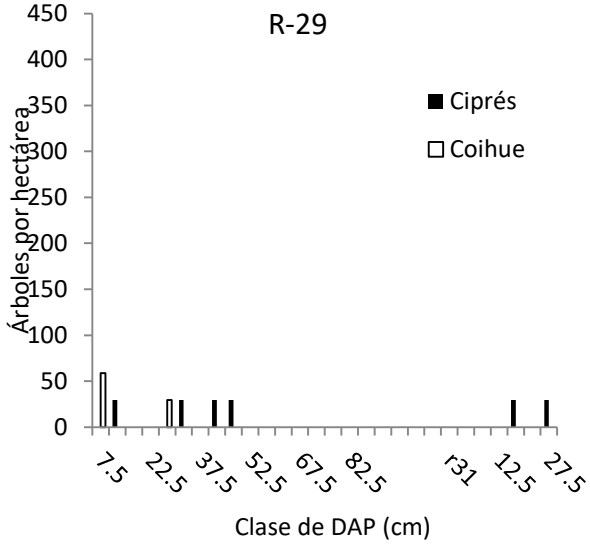

R-19
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

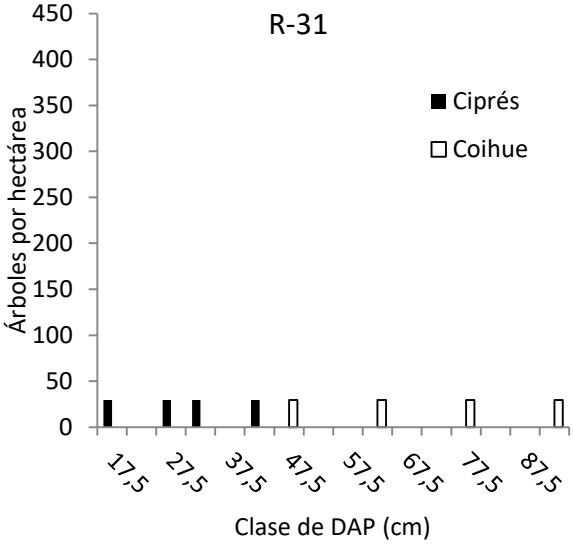

R-21
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

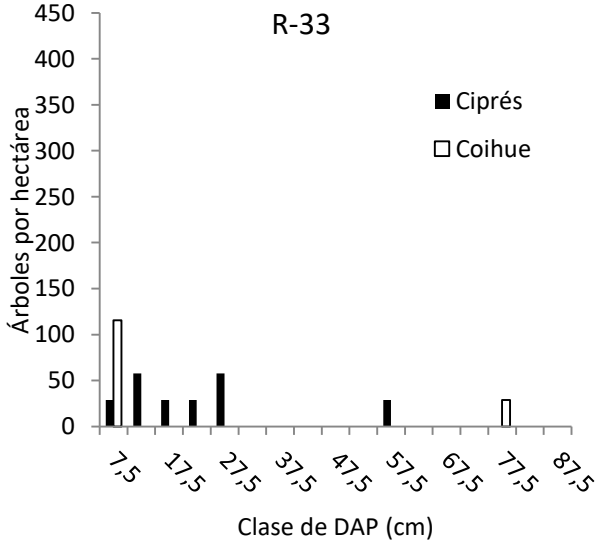

R-23
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5 17,5 27,5 37,5 47,5 57,5 67,5 77,5 87,5
Clase de DAP (cm)

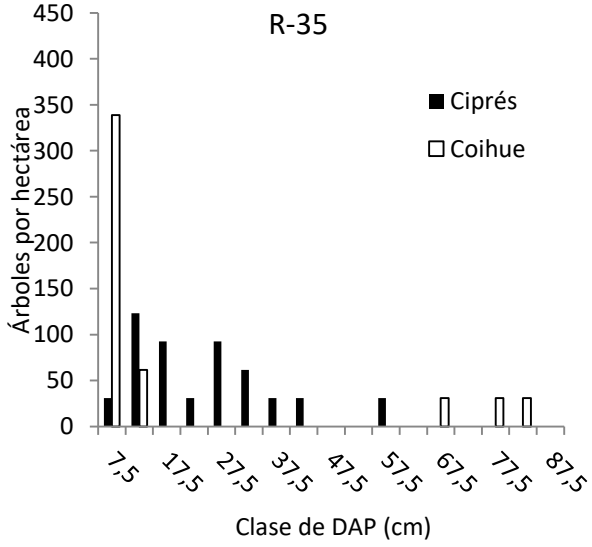

R-25
Árboles por hectárea
Clase de DAP (cm)
Ciprés
Coihue
0
50
100
150
200
250
300
350
400
450
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5

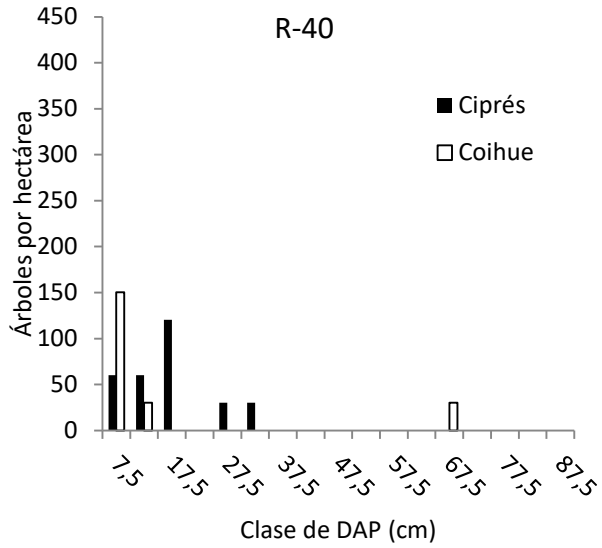

R-27
Árboles por hectárea
Clase de DAP (cm)
Ciprés
Coihue
0
50
100
150
200
250
300
350
400
450
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5

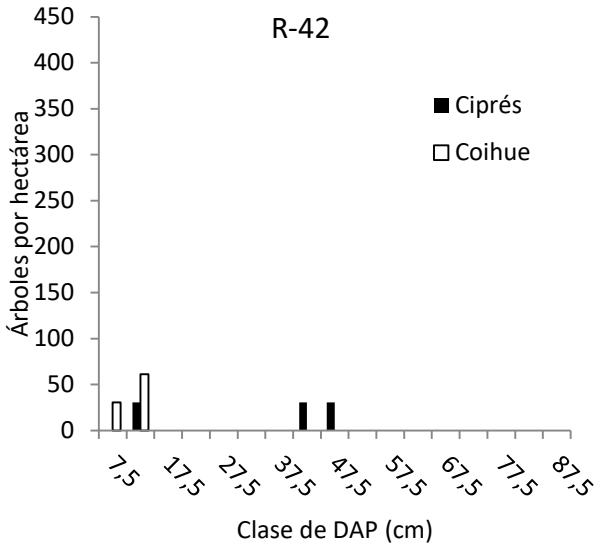

R-29
Árboles por hectárea
Clase de DAP (cm)
Ciprés
Coihue
0
50
100
150
200
250
300
350
400
450
7,5
22,5
37,5
52,5
67,5
82,5
12,5
27,5

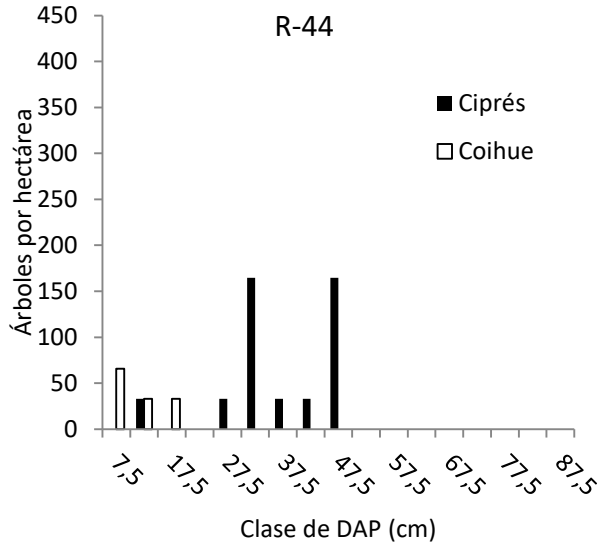

R-31
Árboles por hectárea
Clase de DAP (cm)
Ciprés
Coihue
0
50
100
150
200
250
300
350
400
450
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5


R-33
Árboles por hectárea
Clase de DAP (cm)
Ciprés
Coihue
0
50
100
150
200
250
300
350
400
450
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5

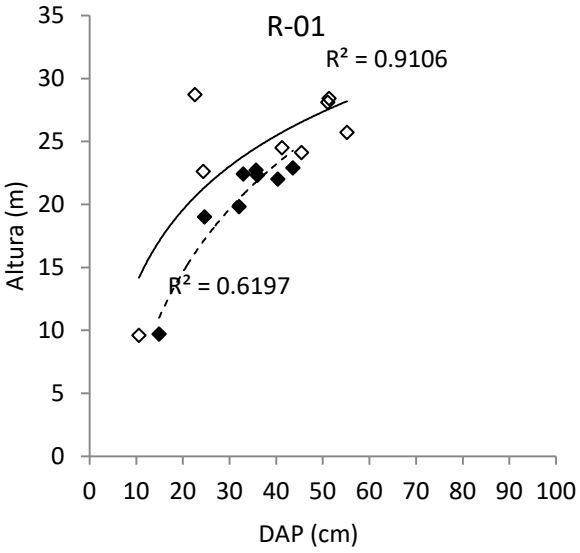

R-35
Árboles por hectárea
Clase de DAP (cm)
Ciprés
Coihue
0
50
100
150
200
250
300
350
400
450
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5

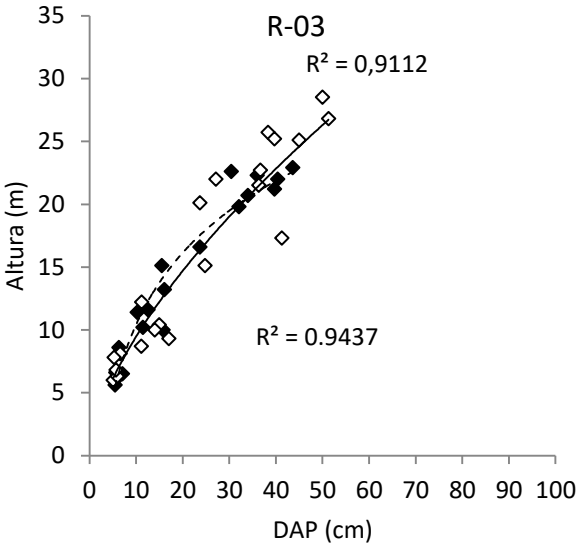

R-40
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

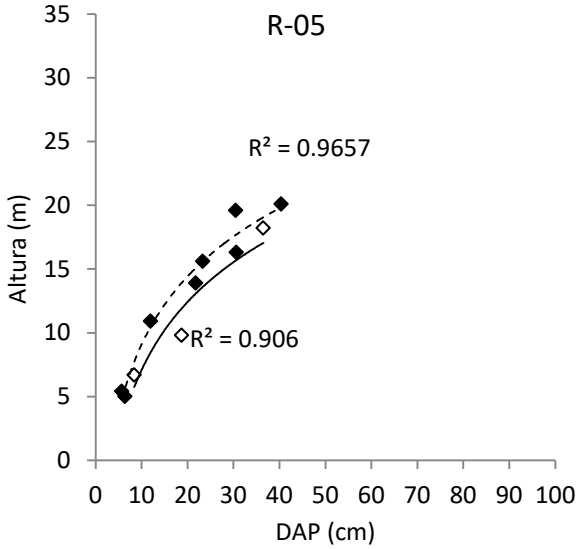

R-42
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

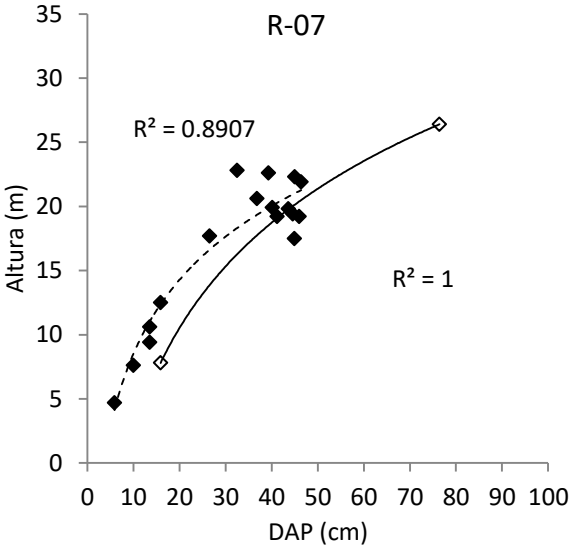

R-44
Ciprés
Coihue
Árboles por hectárea
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
7,5
17,5
27,5
37,5
47,5
57,5
67,5
77,5
87,5
Clase de DAP (cm)

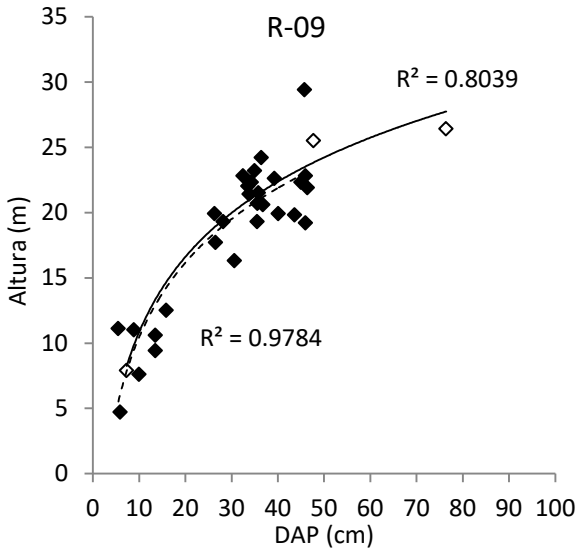
Anexo 6. Relación DAP-altura de parcelas de evaluación de incremento en altura de renovales de ciprés y coihue (Capítulo 4).

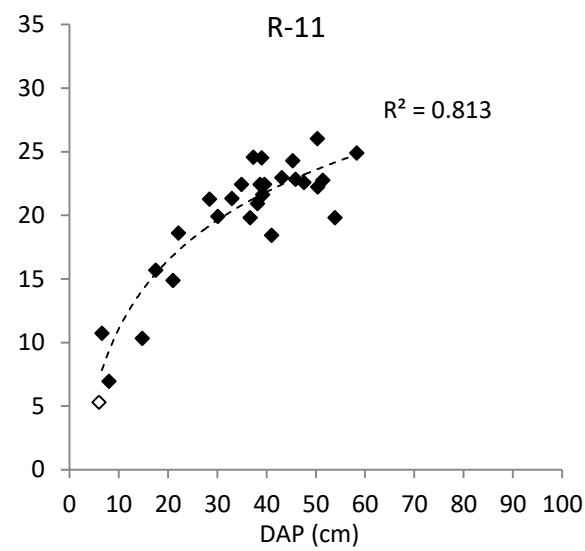


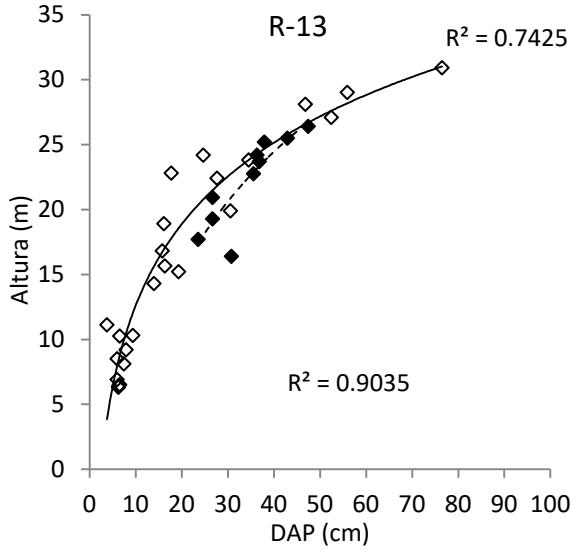


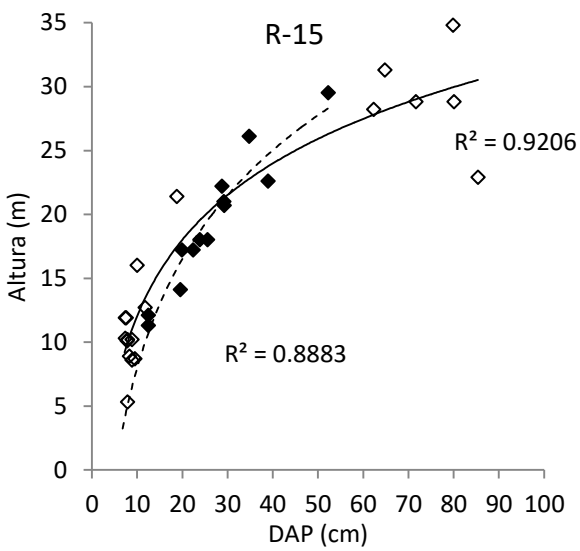


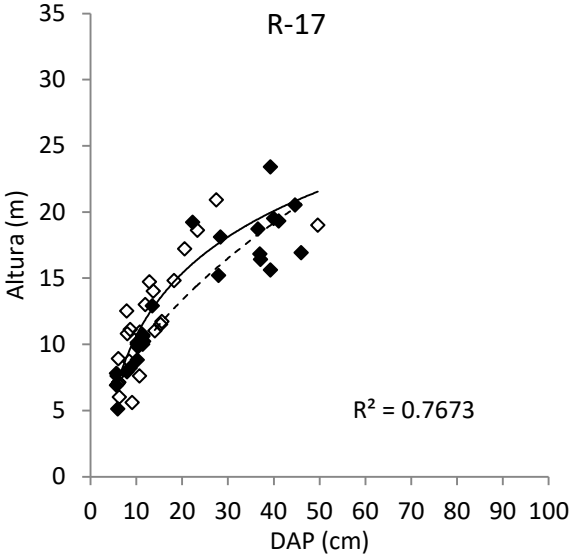


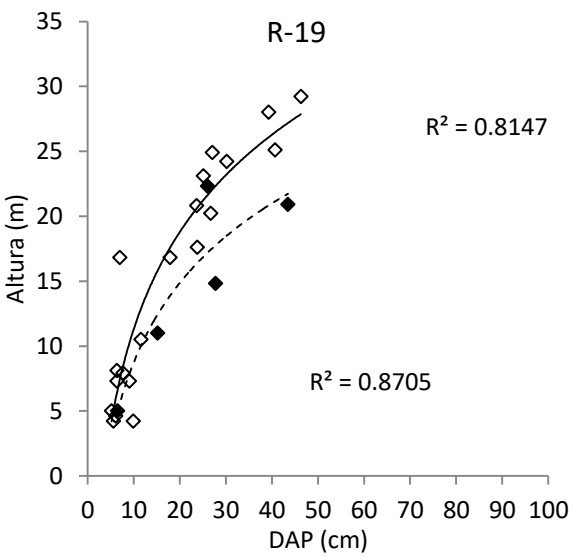


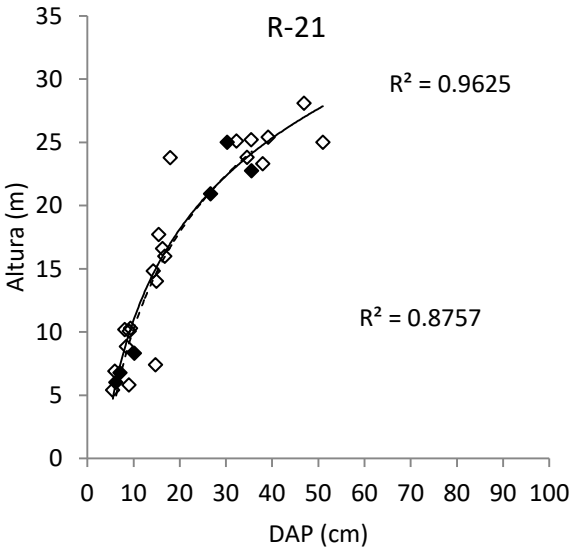


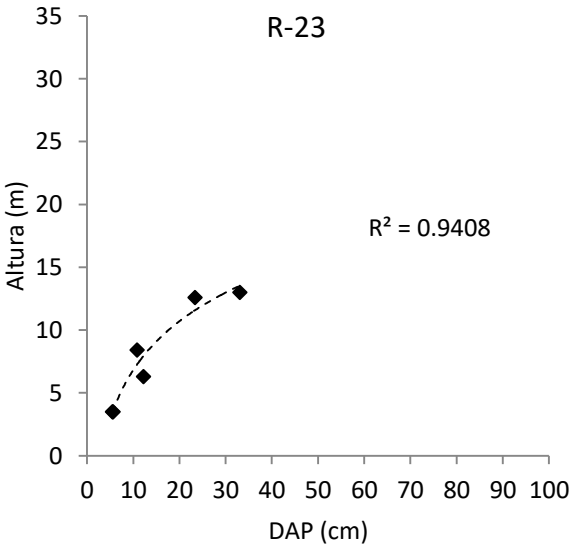

R-13
R² = 0.7425
R² = 0.9035
Altura (m)
DAP (cm)

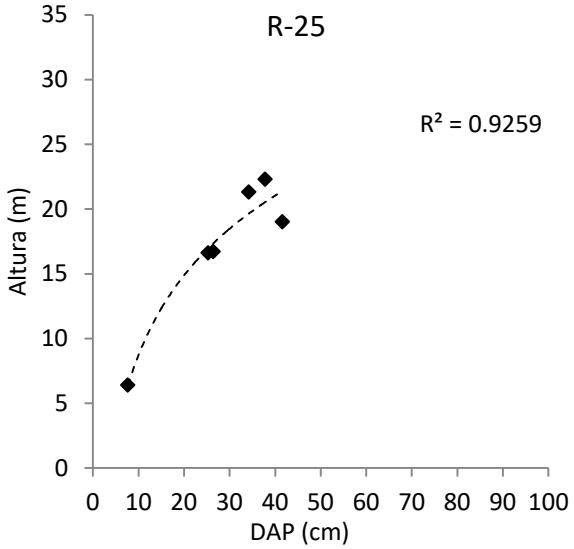

R-15
R² = 0.9206
R² = 0.8883
Altura (m)
DAP (cm)

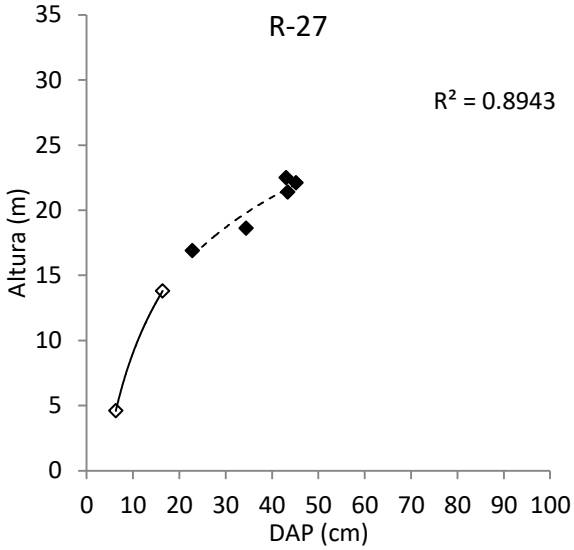

R-17
R² = 0.7673
Altura (m)
DAP (cm)

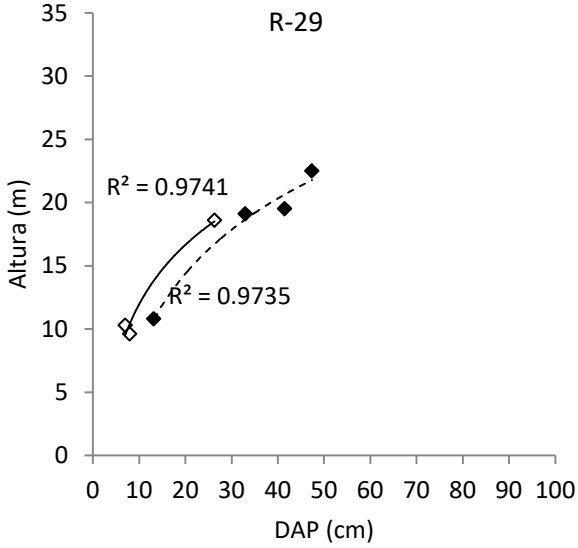

R-19
R² = 0.8147
R² = 0.8705
Altura (m)
DAP (cm)

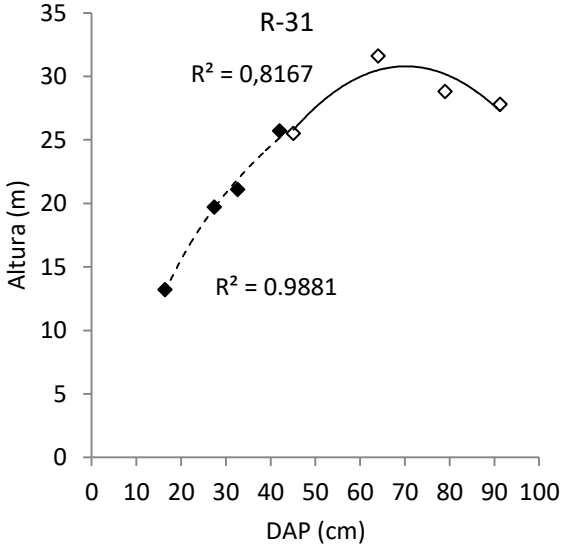

R-21
R² = 0.9625
R² = 0.8757
Altura (m)
DAP (cm)

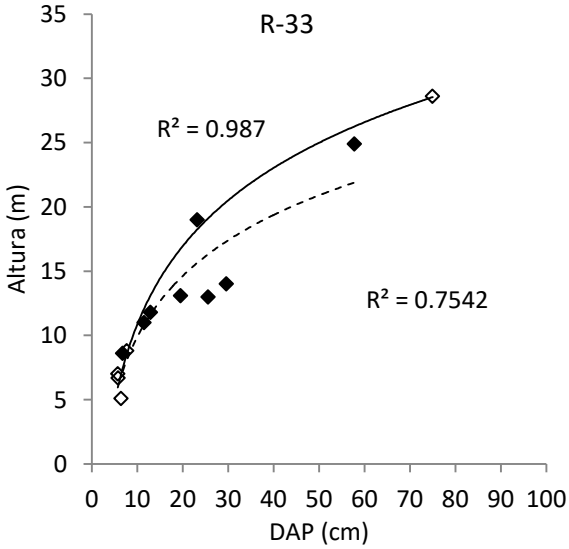

R-23
R² = 0.9408
Altura (m)
DAP (cm)

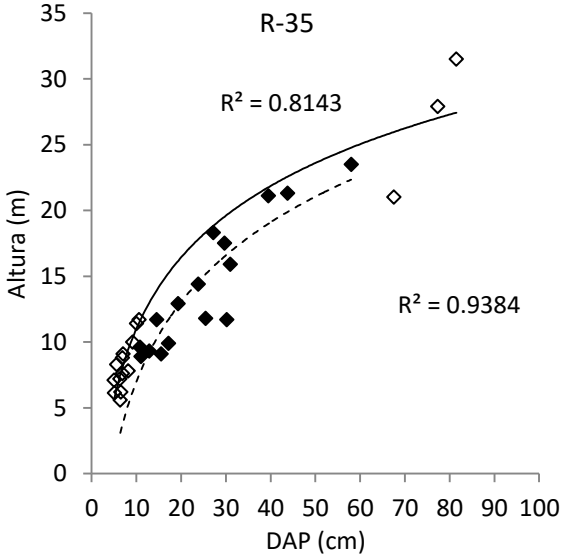

R-25
R² = 0.9259
Altura (m)
DAP (cm)

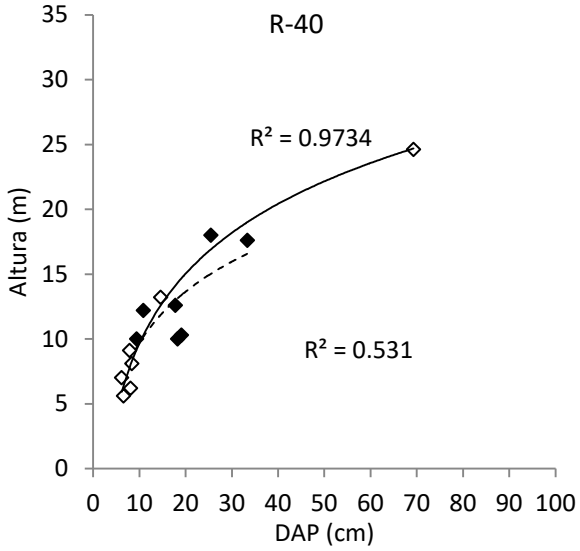

R-27
R² = 0.8943
Altura (m)
DAP (cm)

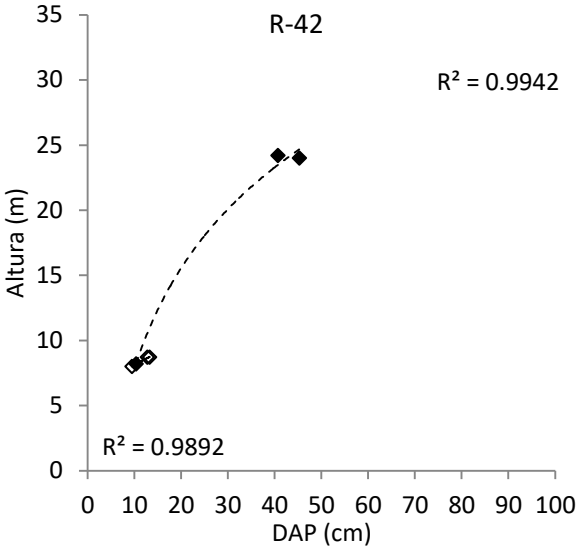

R-29
R² = 0.9741
R² = 0.9735
Altura (m)
DAP (cm)

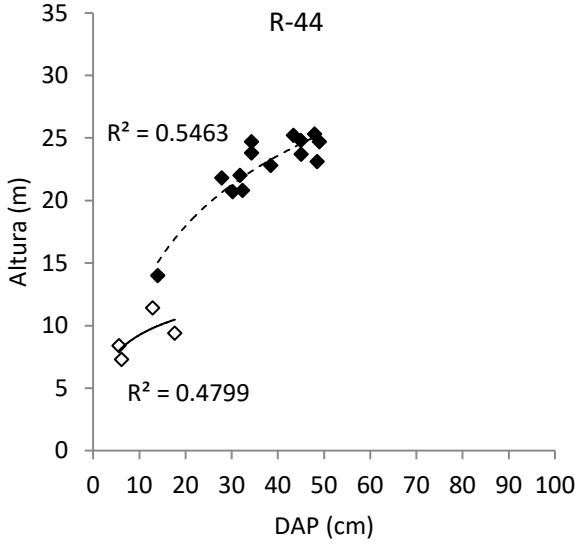

R-31
R² = 0,8167
R² = 0.9881
Altura (m)
DAP (cm)


R-33
R² = 0.987
R² = 0.7542
Altura (m)
DAP (cm)


R-35
R² = 0.8143
R² = 0.9384
Altura (m)
DAP (cm)


R-40
R² = 0.9734
R² = 0.531
Altura (m)
DAP (cm)
0
5
10
15
20
25
30
35
0 10 20 30 40 50 60 70 80 90 100


R-42
R² = 0.9942
R² = 0.9892
Altura (m)
DAP (cm)
0
5
10
15
20
25
30
35
0 10 20 30 40 50 60 70 80 90 100


R-44
R² = 0.5463
R² = 0.4799
Altura (m)
DAP (cm)
0
5
10
15
20
25
30
35
0 10 20 30 40 50 60 70 80 90 100

Capítulo 2. Área foliar específica

Comparación entre especies

Transformación logarítmica por falta de normalidad

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
LN Area foliar especifica ..	99	0,49	0,49	4,11

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	2,89	1	2,89	94,97	<0,0001
SP	2,89	1	2,89	94,97	<0,0001
Error	2,96	97	0,03		
Total	5,85	98			

Test:Bonferroni Alfa=0,05 DMS=0,06981

Error: 0,0305 gl: 97

SP	Medias	n	E.E.		
ci	4,09	53	0,02	A	
co	4,43	46	0,03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Comparación entre estratos por especie

Transformación logarítmica por falta de normalidad

Análisis de la varianza

SP	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
ci	LN Area foliar especifica ..	53	0,42	0,41	3,69

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,84	1	0,84	36,92	<0,0001
ESTRATO	0,84	1	0,84	36,92	<0,0001
Error	1,16	51	0,02		
Total	2,00	52			

Test:Bonferroni Alfa=0,05 DMS=0,08572

Error: 0,0227 gl: 51

ESTRATO	Medias	n	E.E.		
Sup	3,99	33	0,03	A	
Inf	4,25	20	0,03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

SP	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
co	LN Area foliar especifica ..	46	0,27	0,25	2,85

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,26	1	0,26	16,07	0,0002
ESTRATO	0,26	1	0,26	16,07	0,0002
Error	0,70	44	0,02		
Total	0,96	45			

Test:Bonferroni Alfa=0,05 DMS=0,07574

Error: 0,0160 gl: 44

ESTRATO	Medias	n	E.E.		
Sup	4,36	26	0,02	A	
Inf	4,51	20	0,03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos finales estimados con R

CIPRÉS

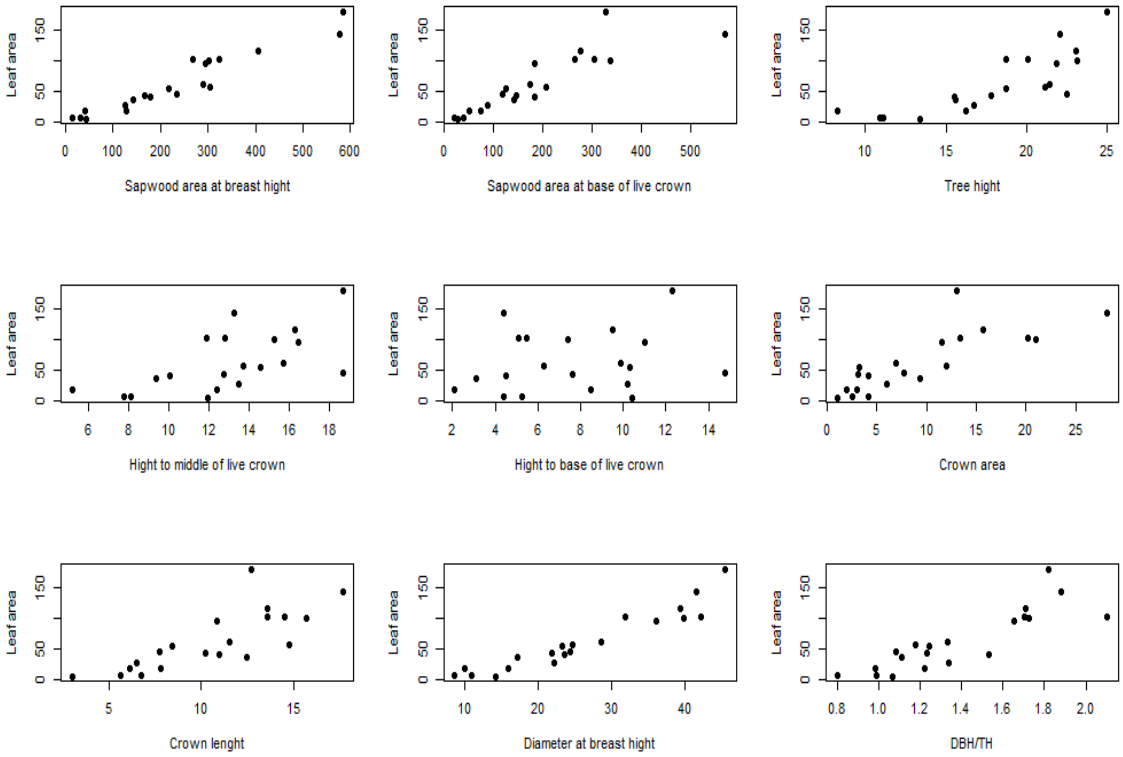
Exploración de las variables

#defino las variables

```
> af=(cipres$AF)
> aap=(cipres$AAP)
> hmcv=(cipres$HMCV)
> dap=(cipres$DAP)
> est=cipres$Estrato
> aicv=(cipres$AICV)
> ht=(cipres$HT)
> hicv=(cipres$HICV)
> lc=(cipres$LCV)
> ac=(cipres$ACV)
```

#grafico

```
> op<-par(mfrow=c(3,3))
> plot(x=aap,y=af, xlab="Sapwood area at breast hight", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=aicv,y=af, xlab="Sapwood area at base of live crown", ylab= "Leaf area",pch=16)
> plot(x=ht,y=af, xlab="Tree hight", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=hmcv,y=af, xlab="Hight to middle of live crown", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=hicv,y=af, xlab="Hight to base of live crown", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=ac,y=af, xlab="Crown area", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=lc,y=af, xlab="Crown lenght", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=dap,y=af, xlab="Diameter at breast hight", ylab= "Leaf area", pch=16)
> plot(x=dapht,y=af, xlab="DBH/TH", ylab= "Leaf area", pch=16)
```



Las variables más relacionadas son AAP, AICV, DAP, DAP/HT y HT, AC

MODELO 1: CIPRÉS, un modelo para todos los datos

```
> modelafci<-lm(formula = AF ~ -1+dapc + AAP, data = cipres)
> summary(modelafci)

Call:lm(formula = AF ~ -1 + dapc + AAP, data = cipres)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-12.944  -9.362  -2.045   2.642  25.319
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
dapc 0.041738   0.009005   4.635 0.000206 ***
AAP  0.130344   0.032596   3.999 0.000842 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 10.37 on 18 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared:  0.9846, Adjusted R-squared:  0.9829
F-statistic: 575.5 on 2 and 18 DF,  p-value: < 2.2e-16
#AIC
> extractAIC(modelafci)
[1]  2.00000 95.46063
#residuos
> cipres$fitted.modelafci <- fitted(modelafci)
>      cipres$residuals.modelafci <- residuals(modelafci)
>       cipres$rstudent.modelafci <- rstudent(modelafci)
#normalidad
>  ks.test(cipres$rstudent.modelafci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelafci
D = 0.19425, p-value = 0.3873
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelafci, studentize = FALSE, data = cipres)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafci
BP = 0.86843, df = 1, p-value = 0.3514
#autocorrelacion
> dwtest(modelafci, alternative = "two.sided", data = cipres)
        Durbin-Watson test
data:  modelafci
DW = 2.6552, p-value = 0.08478
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#VIF
mult <- multicol(model= modelciaf, reorder=FALSE)   # especificar sólo las columnas con variables!
> mult
     Rsquared Tolerance      VIF
dapc 0.8279305 0.1720695 5.811604
AAP  0.8279305 0.1720695 5.811604
#coeficiente de robustez
> fit<-lm(AF ~ -1+dapc + AAP ,data=cipres,x=T)
> x<-fit$x
> # y calculamos las predicciones yi(i) sin la observaci¶on i:
> n<-length(cipres$AF) # n¶umero de datos
>  y.i<-vector(length=n)
>  for(i in 1:n)
+          y.i[i]<-x[i,]%*%coef(lm(AF ~ -1+dapc + AAP ,data=cipres[-i,]))
>     # para calcular el error cuadr¶atico de validaci¶on
>      ecv<-sum((cipres$AF-y.i)^2)
>     # y el coeficiente de robustez
>       b2<-sum(residuals(fit)^2)/ecv;b2
[1] 0.7339482
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>  modelciaf<-glm(AF~-1+dapc+AAP, data=cipres)
> cv_error <- cv.glm(data = cipres, glmfit = modelciaf)
>  cv_error$delta
[1] 131.9401 130.9299
#Eficiencia
AAP=cipres$AAP
> dapc=cipres$dapc
> af.sim<-0.041738*dapc+0.130344*AAP
>  modelci<-data.frame(af.sim)
> ValEF(modelci, y=(cipres$AF))
$Eficiencia
                 Modelo 1
Observacion 1 0.9580972
#Porcentaje del error absoluto medio
>  ValMAE(modelci, y=(cipres$AF))
$pmae
                Modelo 1
Observacion 1 12.19427
```

MODELO 2: CIPRÉS, un modelo para todos los datos

```
# Cargar el dataset (áreafoliar.xlsx)
> areafoliar <- read_excel("~/DOCTORADO/AREA FOLIAR/areafoliar.xlsx")
> View(areafoliar)
# Indicar el subconjunto de datos, en este caso todos los árboles de ciprés
> cipres<-subset(areafoliar, Sp.=="ci")
> modelci<-glm(AF ~ AAP + Hrel + Ui + HT , data = cipres)
> summary(modelci)
Call:
lm(formula = AF ~ AAP + Hrel + Ui + HT, data = cipres)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-16.392  -3.997   1.628   5.734  12.685
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

```
(Intercept)  44.80236   13.47821   3.324 0.004625 **
AAP           0.32799    0.03229  10.157 4.07e-08 ***
Hrel        -24.02955    7.65971  -3.137 0.006782 **
Ui           48.84169    9.88286   4.942 0.000177 ***
HT           -2.91303    0.93896  -3.102 0.007282 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8.986 on 15 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9738, Adjusted R-squared:  0.9668
F-statistic: 139.4 on 4 and 15 DF,  p-value: 1.14e-11
#AIC
extractAIC(modelci)
[1]   5.0000 150.8293
#VIF
> multicol(model= modelci, reorder=FALSE)
      Rsquared Tolerance      VIF
AAP  0.8444141 0.1555859 6.427317
Hrel 0.5681532 0.4318468 2.315636
Ui   0.6360992 0.3639008 2.748002
HT   0.7765400 0.2234600 4.475074
#Residuos
> cipres$fitted.modelci <- fitted(modelci)
> cipres$residuals.modelci <- residuals(modelci)
>  cipres$rstudent.modelci <- rstudent(modelci)
#Normalidad
> ks.test(cipres$rstudent.modelci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelci
D = 0.12434, p-value = 0.8796
alternative hypothesis: two-sided
#Homocedasticidad
> bptest(modelci, studentize = FALSE, data = cipres)
        Breusch-Pagan test
data:  modelci
BP = 1.3957, df = 4, p-value = 0.8449
#autocorrelación
> dwtest(modelci, alternative = "two.sided", data = cipres)
        Durbin-Watson test
data:  modelci
DW = 2.2716, p-value = 0.5253
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#Outliers
> outlierTest(modelci)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
   rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
1 -2.290891           0.02197      0.43939
#Eficiencia
> AAP=cipres$AAP
> AAPci=cipres$AAP
> Hrelci=cipres$Hrel
> Uici=cipres$Ui
> HTci=cipres$HT
> af.sim<- 44.80236   +0.32799    *AAPci -24.02955  *  Hrelci +  48.84169    *Uici -2.91303
* HTci
>  modelciaf<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelciaf, y=(cipres$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9737961
#Porcentaje del error absoluto medio
>   ValMAE(modelciaf, y=(cipres$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 9.906608
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> cv_error <- cv.glm(data = cipres, glmfit = modelci)
>  cv_error$delta
[1] 122.0598 119.8772

--------------------------------------------------------------------------

MODELO 3: CIPRÉS,  un modelo para todos los datos

> modelci<-lm(AF ~ -1+AAP + DAP+ Edad , data = cipres)
> summary(modelci)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + AAP + DAP + Edad, data = cipres)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-15.877  -6.709  -1.856   5.314  22.129
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP   0.15556    0.03905   3.983 0.000962 ***
```

```
DAP   2.35928    0.58988   4.000 0.000928 ***
Edad -0.42290    0.10491  -4.031 0.000867 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 11.08 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9834, Adjusted R-squared:  0.9805
F-statistic: 335.8 on 3 and 17 DF,  p-value: 2.524e-15
AIC: 157.71
#VIF
> multicol(model= modelci, reorder=FALSE)
      Rsquared Tolerance      VIF
AAP  0.8398467 0.1601533 6.244019
DAP  0.8661326 0.1338674 7.470078
Edad 0.5027777 0.4972223 2.011173
#residuos
> cipres$fitted.modelci <- fitted(modelci)
> cipres$residuals.modelci <- residuals(modelci)
>  cipres$rstudent.modelci <- rstudent(modelci)
#normalidad
> ks.test(cipres$rstudent.modelci, "pnorm")
         One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelci
D = 0.12261, p-value = 0.8893
alternative hypothesis: two-sided
#homogenidad
> bptest(modelci, studentize = FALSE, data = cipres)
         Breusch-Pagan test
data:  modelci
BP = 2.5983, df = 2, p-value = 0.2728
#autocorrelación
> dwtest(modelci, alternative = "two.sided", data = cipres)
         Durbin-Watson test
data:  modelci
DW = 2.1217, p-value = 0.7756
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelci)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
9 2.934467          0.0033412     0.066824
#eficiencia
> Edadci=cipres$Edad
> DAPci=cipres$DAP
>     af.sim<- 0.15556 *AAPci +2.35928  *  DAPci -0.42290 *Edadci
>  modelciaf<-data.frame(af.sim)
>   ValEF(modelciaf, y=(cipres$AF))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.9548442
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelciaf, y=(cipres$AF))
$pmae
               Modelo 1
Observacion 1 13.31738
#Porcentaje del error absoluto medio
> cv_error <- cv.glm(data = cipres, glmfit = modelci)
> cv_error$delta
[1] 158.0355 156.4872
```

MODELO 4: CIPRÉS, un modelo para todos los datos

Cargar el dataset (áreafoliar.xlsx)

```
> areafoliar <- read_excel("~/DOCTORADO/AREA FOLIAR/areafoliar.xlsx")
> View(areafoliar)
```

Indicar el subconjunto de datos, en este caso todos los árboles de ciprés

```
> cipres<-subset(areafoliar, Sp.=="ci")
```

Indicar las variables a ser probadas

```
my.variable.list <- c("ACV","DAP","HT","HICV", “Ui”, "LCV","HMCV","AAP","AICV","LCHT", "DAPHT","HTHMCV", "HTDAP")
```

Correr stepwise (Paquete My.stepwise), indicando la variable dependiente (AF), la lista de variables, donde está la información (cipres) y p-valor para entrar (SLE) y para retener (SLS).

```
> My.stepwise.lm("AF", variable.list=my.variable.list, in.variable = "NULL", data=cipres, sle = 0.15, sls = 0.05)
*** Stepwise Final Model (in.lr.test: sle = 0.15; out.lr.test: sls = 0.05):
Call: lm(formula = AF ~ AAP + DAPHT, data = data)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-16.163 -10.187   1.210   7.099  22.996
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -47.10970   12.68684  -3.713  0.00173 **
AAP           0.21771    0.02635   8.263 2.34e-07 ***
```

```
DAPHT        42.82313   11.96006   3.581  0.00230 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 11.72 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9495, Adjusted R-squared:  0.9435
F-statistic: 159.7 on 2 and 17 DF,  p-value: 9.584e-12
--------------- Variance Inflating Factor (VIF) ---------------
Multicollinearity Problem: Variance Inflating Factor (VIF) is bigger than 10 (Continuous Va
riable) or is bigger than 2.5 (Categorical Variable)
     AAP    DAPHT
2.513871 2.513871
```

No hay multicolinearidad

Caluculo el AIC

```
> modelafci<-lm(AF ~ AAP + DAPHT, data=cipres)
> extractAIC(modelafci)
 [1]    3.0000 101.2124
```

#AIC corregido, k=2, n=20

$$\mathrm{AIC_c} = \mathrm{AIC} + \frac{2k(k+1)}{n-k-1}$$

AIC=101.9183

Chequear los supuestos. Para eso le decimos que calcule los valores ajustados, los residuos y los estadísticos del modelo

```
> cipres$fitted.modelafci <- fitted(modelafci)
> cipres$residuals.modelafci <- residuals(modelafci)
> cipres$rstudent.modelafci <- rstudent(modelafci)
```

Test de normalidad (da ok, p>0,05))

```
> ks.test(cipres$rstudent.modelafci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelafci
D = 0.13659, p-value = 0.8019
alternative hypothesis: two-sided
```

#Test para detector heterocedasticidad (paquete lmtest) (da ok si p>0,05)

```
> bptest(modelafci, studentize = FALSE, data = cipres)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafci
BP = 3.685, df = 2, p-value = 0.1584
```

Test de autocorrelación entre los residuos (da ok si p>0,05)

```
> dwtest(modelafci, alternative = "two.sided", data = cipres)
        Durbin-Watson test
data:  modelafci
DW = 2.8189, p-value = 0.04777
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
```

#Test para detectar outliers (paquete car)

```
> outlierTest(modelafci)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
9 2.842695           0.011757      0.23515
```

#Coeficiente de robustez

```
> fit<-lm(AF~AAP+DAPHT,data=cipres,x=T)
> x<-fit$x
 # Calculamos las predicciones yi(i) sin la observaci¶on i:
> n<-length(cipres$AF) # número de datos
>  y.i<-vector(length=n)
> for(i in 1:n)
+       y.i[i]<-x[i,]%*%coef(lm(AF~AAP+DAPHT,data=cipres[-i,]))
 # para calcular el error cuadratico de validacion
>     ecv<-sum((cipres$AF-y.i)^2)
 # y el coeficiente de robustez
>     b2<-sum(residuals(fit)^2)/ecv;b2
 [1] 0.6064242
```

K-fold cross-validation prediction error

```
modelafci2<-glm(AF ~ AAP + DAPHT, data=cipres)
> cv_error <- cv.glm(data = cipres, glmfit = modelafci2)
> cv_error$delta
[1] 192.6346 190.4359
```

#Eficiencia

```
> af.sim<- -47.1097+0.21771*AAP +42.82313* dapht
>  modelci<-data.frame(af.sim)
> ValEF(modelci, y=(cipres$AF))
$Eficiencia
               Modelo 1
Observacion 1 0.9494511
```

#Porcentaje del error absoluto medio

```
> ValMAE(modelci, y=(cipres$AF))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 14.37253
```

MODELO 5: CIPRÉS, un modelo para el estrato inferior

Cargar el dataset (áreafoliar.xlsx)

```
> areafoliar <- read_excel("~/DOCTORADO/AREA FOLIAR/areafoliar.xlsx")
> View(areafoliar)
# Indicar el subconjunto de datos, en este caso los árboles de ciprés del estrato superior
> cipres<-subset(areafoliar, Sp.=="ci")
> cipresin<-subset(cipres,Estrato == "Inf")
# Indicar las variables a ser probadas
misvariables <-c("HICV","AAP","LCV","AICV","LCHT","DAPHT","DAP","HT","HMCV","ACV","HTHMCV")
# Correr stepwise (Paquete My.stepwise), indicando la variable dependiente (AF), la lista de variables, donde está la información (cipre
ssup) y p-valor para entrar (SLE) y para retener (SLS).
#correr el modelo
> My.stepwise.lm("AF", variable.list = misvariables, in.variable = "NULL", data=cipresin, s
le = 0.15, sls = 0.05)
*** Stepwise Final Model (in.lr.test: sle = 0.15; out.lr.test: sls = 0.05):
Call: lm(formula = AF ~ AAP + HMCV, data = data)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4.0654 -1.6342 -0.7352  1.8791  5.3978
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 13.10294    3.56893   3.671   0.0104 *
AAP          0.26651    0.02164  12.319 1.74e-05 ***
HMCV        -1.55198    0.44516  -3.486   0.0130 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3.318 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9753, Adjusted R-squared:  0.9671
F-statistic: 118.7 on 2 and 6 DF,  p-value: 1.498e-05
--------------- Variance Inflating Factor (VIF) ---------------
Multicollinearity Problem: Variance Inflating Factor (VIF) is bigger than 10 (Continuous Va
riable) or is bigger than 2.5 (Categorical Variable)
     AAP     HMCV
2.419362 2.419362
> modelafciin<-lm(AF ~ AAP + HMCV, data=cipresin)
> extractAIC(modelafciin)
[1]  3.00000 23.94171
#AIC corregido k=2, n=9
25.94171
#Chequeo de supuestos
> cipresin$residuals.modelafciin <- residuals(modelafciin)
> cipresin$fitted.modelafciin <- fitted(modelafciin)
> cipresin$rstudent.modelafciin <- rstudent(modelafciin)
#Normalidad
> ks.test(cipresin$rstudent.modelafciin, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipresin$rstudent.modelafciin
D = 0.14883, p-value = 0.9714
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelafciin, studentize = FALSE, data = cipresin)
                  Breusch-Pagan test
data:  modelafciin
BP = 1.9297, df = 2, p-value = 0.381
#autocorrelacion
> dwtest(modelafciin, alternative = "two.sided", data = cipresin)
        Durbin-Watson test
data:  modelafciin
DW = 1.368, p-value = 0.08979
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelafciin)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
   rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
17 2.896702           0.033921      0.30529
# Coeficiente de robustez (cuanto mas cercano a 1 mejor)
   > fit<-lm(AF~AAP+HMCV,data=cipresin,x=T)
   > x<-fit$x
   # y calculamos las predicciones yi(i) sin la observaci¶on i:
   > n<-length(cipresin$AF) # n¶umero de datos
   > y.i<-vector(length=n)
   > for(i in 1:n)
   +     y.i[i]<-x[i,]%*%coef(lm(AF~AAP+HMCV,data=cipresin[-i,]))
   # para calcular el error cuadr¶atico de validaci¶on
   > ecv<-sum((cipresin$AF-y.i)^2)
   # y el coeficiente de robustez
   > b2<-sum(residuals(fit)^2)/ecv;b2
   [1] 0.4308527
# K-fold cross-validation prediction error
>  library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>   modelafciin<-glm(AF~AAP+HMCV,data=cipresin)
>  cv_error <- cv.glm(data = cipresin, glmfit = modelafciin)
>   cv_error$delta
[1] 17.03912 16.37955
#Porcentaje del error absoluto medio
> AAP=cipresin$AAP
```

```
> HMCV=cipresin$HMCV
>  af.sim<- 13.10294    + 0.26651    * AAP -1.55198    * HMCV
>   modelci<-data.frame(af.sim)
>  ValMAE(modelci, y=(cipresin$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 8.558006
#eficiencia
>  ValEF(modelci, y=(cipresin$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9753462
```

MODELO 6: CIPRÉS, un modelo para el estrato inferior

```
> modelci<-lm(AF ~ -1+AAP + HMCV + Edad , data = ciinf)
> summary(modelci)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + AAP + HMCV + Edad, data = ciinf)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-5.2369 -1.8658  0.1574  1.9858  4.5579
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP   0.25987    0.02268  11.458 2.65e-05 ***
HMCV -1.98847    0.60673  -3.277   0.0169 *
Edad  0.23610    0.07156   3.299   0.0164 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3.564 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9915, Adjusted R-squared:  0.9873
F-statistic: 233.7 on 3 and 6 DF,  p-value: 1.333e-06
AIC: 52.769
#residuos
> ciinf$fitted.modelci <- fitted(modelci)
> ciinf$residuals.modelci <- residuals(modelci)
>  ciinf$rstudent.modelci <- rstudent(modelci)
#normalidad
> ks.test(ciinf$rstudent.modelci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  ciinf$rstudent.modelci
D = 0.139, p-value = 0.9848
alternative hypothesis: two-sided
#homogenidad
> bptest(modelci, studentize = FALSE, data = ciinf)
        Breusch-Pagan test
data:  modelci
BP = 2.7249, df = 2, p-value = 0.256
#autocorrelacion
> dwtest(modelci, alternative = "two.sided", data = ciinf)
        Durbin-Watson test
data:  modelci
DW = 1.6163, p-value = 0.288
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelci)
   rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
1 -3.377603          0.0007312    0.0065808
> multicol(model= modelci, reorder=FALSE)
      Rsquared Tolerance      VIF
AAP  0.6107147 0.3892853 2.568810
HMCV 0.8508345 0.1491655 6.703961
Edad 0.8498468 0.1501532 6.659863
#Eficiencia
> Edadci=ciinf$Edad
> HMCVci=ciinf$HMCV
> AAPci=ciinf$AAP
>     af.sim<- 0.25987*AAPci -1.98847 *  HMCVci +0.23610  *Edadci
>  modelciaf<-data.frame(af.sim)
>   ValEF(modelciaf, y=(ciinf$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9715581
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelciaf, y=(ciinf$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 8.733648
# K-fold cross-validation prediction error
> cv_error <- cv.glm(data = ciinf, glmfit = modelci)
> cv_error$delta
[1] 22.33677 21.35958
```

MODELO 7: CIPRÉS, un modelo para el estrato superior

Después de ver la forma de las variables agrego a las varaibles de prueba las variables transformadas para probar stepwise

```
> my.variable.list <- c("ACV","AB","DAP","HT","HICV", "LCV","HMCV","AAP","AICV","LCHT", "DA
PHT","HTHMCV", "HTDAP", "dapc",  "htc",  "daphtc", "aicvc")
>  My.stepwise.lm("AF", variable.list=my.variable.list, in.variable = "NULL", data=cipres,
sle = 0.10, sls = 0.05)
*** Stepwise Final Model (in.lr.test: sle = 0.1; out.lr.test: sls = 0.05):
Call:lm(formula = AF ~ dapc + AAP, data = cipressup)
```

Elimino el intersect porque da no significativo

```
> modelafci<-lm(AF~ -1+dapc + AAP, data = cipressup)
> summary(modelafci)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + dapc + AAP, data = cipressup)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-13.729 -10.081  -4.689   1.788  24.636
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
dapc  0.04166    0.01189   3.504  0.00669 **
AAP   0.13318    0.04408   3.021  0.01445 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 12.82 on 9 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9873, Adjusted R-squared:  0.9845
F-statistic: 350.9 on 2 and 9 DF,  p-value: 2.891e-09
> extractAIC(modelafci)
[1]  2.00000 57.91105
```

#Residuos

```
> cipres$fitted.modelafci <- fitted(modelafci)
>      cipres$residuals.modelafci <- residuals(modelafci)
>       cipres$rstudent.modelafci <- rstudent(modelafci)
>  ks.test(cipres$rstudent.modelafci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelafci
D = 0.19425, p-value = 0.3873
alternative hypothesis: two-sided
> bptest(modelafci, studentize = FALSE, data = cipres)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafci
BP = 0.86843, df = 1, p-value = 0.3514
> dwtest(modelafci, alternative = "two.sided", data = cipres)
        Durbin-Watson test
data:  modelafci
DW = 2.6552, p-value = 0.08478
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#VIF
> mult <- multicol(model= modelafci, reorder=FALSE)
> mult
      Rsquared Tolerance      VIF
dapc 0.6781968 0.3218032 3.107489
AAP  0.6781968 0.3218032 3.107489
```

K-fold cross-validation prediction error

```
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> modelafci<-glm(AF~ -1+dapc + AAP, data = cipressup)
>  cv_error <- cv.glm(data = cipressup, glmfit = modelafci)
>   cv_error$delta
[1] 209.1027 205.1095
```

#Eficiencia

```
> AAP=cipressup$AAP
> dapc=cipressup$dapc
>  af.sim<-0.04166    *dapc+0.13318    *AAP
>    modelci<-data.frame(af.sim)
>   ValEF(modelci, y=(cipressup$AF))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.9315772
```

#Porcentaje del error absoluto medio

```
>    ValMAE(modelci, y=(cipressup$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 10.05742
```

MODELO 8: CIPRÉS, un modelo para el estrato superior

Cargar el dataset (áreafoliar.xlsx)

```
> areafoliar <- read_excel("~/DOCTORADO/AREA FOLIAR/areafoliar.xlsx")
> View(areafoliar)
```

Indicar el subconjunto de datos, en este caso los árboles de ciprés del estrato superior

```
> cipres<-subset(areafoliar, Sp.=="ci")
> cipressup<-subset(cipres,Estrato == "Sup")
```

Indicar las variables a ser probadas

```
> misvariables <- c("ACV","DAP","HT","HICV", "LCV","HMCV","AAP","AICV","LCHT", "DAPHT","HTH
MCV")
```

Correr stepwise (Paquete My.stepwise), indicando la variable dependiente (AF), la lista de variables, donde está la información (cipressup) y p-valor para entrar (SLE) y para retener (SLS). ACA CAMBIE EL SLE PORQUE NO CONVERGÍA

```
> My.stepwise.lm("AF", variable.list = misvariables, in.variable = "NULL", data=cipressup,
sle = 0.11, sls = 0.05)
*** Stepwise Final Model (in.lr.test: sle = 0.11; out.lr.test: sls = 0.05):
Call:lm(formula = AF ~ DAP + AAP, data = data)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-11.998  -9.534  -3.026   4.088  23.707
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -45.38880   15.55175  -2.919  0.01933 *
DAP           2.57147    0.74142   3.468  0.00846 **
AAP           0.15820    0.04915   3.219  0.01226 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 13.13 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9362, Adjusted R-squared:  0.9202
F-statistic: 58.67 on 2 and 8 DF,  p-value: 1.659e-05
--------------- Variance Inflating Factor (VIF) ---------------
Multicollinearity Problem: Variance Inflating Factor (VIF) is bigger than 10 (Continuous Va
riable) or is bigger than 2.5 (Categorical Variable)
     DAP      AAP
2.900206 2.900206
> modelafcisup<-lm(AF ~ AAP + DAP, data=cipressup)
> extractAIC(modelafcisup)
[1]  3.00000 59.14527
#AIC  corregido, k=2, n=11
60.64527
#Chequeo de supuestos
> cipressup$residuals.modelafcisup <- residuals(modelafcisup)
> cipressup$fitted.modelafcisup <- fitted(modelafcisup)
> cipressup$rstudent.modelafcisup <- rstudent(modelafcisup)
#Normalidad
> ks.test(cipressup$rstudent.modelafcisup, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipressup$rstudent.modelafcisup
D = 0.17556, p-value = 0.8303
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelafcisup, studentize = FALSE, data = cipressup)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafcisup
BP = 0.22447, df = 2, p-value = 0.8938
#autocorrelacion
> dwtest(modelafcisup, alternative = "two.sided", data = cipressup)
        Durbin-Watson test
data:  modelafcisup
DW = 2.8707, p-value = 0.05813
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelafcisup)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
5 2.463275           0.043257      0.47583
#Coeficiente de robustez
     > fit<-lm(AF~AAP+DAP,data=cipressup,x=T)
     > x<-fit$x
     # y calculamos las predicciones yi(i) sin la observaci¶on i:
     > n<-length(cipressup$AF) # n¶umero de datos
     >  y.i<-vector(length=n)
     > for(i in 1:n)
     +       y.i[i]<-x[i,]%*%coef(lm(AF~AAP+DAP,data=cipressup[-i,]))
     # para calcular el error cuadr¶atico de validaci¶on
     >     ecv<-sum((cipressup$AF-y.i)^2)
     # y el coeficiente de robustez
     >     b2<-sum(residuals(fit)^2)/ecv;b2
     [1] 0.5232008
# K-fold cross-validation prediction error
 library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>  modelafcisup<-glm(AF ~ AAP + DAP, data = cipressup)
> cv_error <- cv.glm(data = cipressup, glmfit = modelafcisup)
>  cv_error$delta
[1] 239.6497 233.3496
#eficiencia
> DAP=cipressup$DAP
> AAP=cipressup$AAP
> af.sim<- -45.3888+2.57147*DAP+0.1582*AAP
>  modelci<-data.frame(af.sim)
> ValEF(modelci, y=(cipressup$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9361786
#Porcentaje del error absoluto medio
>  af.sim<- -45.3888+2.57147*DAP+0.1582*AAP
>   modelci<-data.frame(af.sim)
>  ValMAE(modelci, y=(cipressup$AF))
```

```
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 9.810754

-------------------------------------------------------------------------

MODELO 9: CIPRËS, un modelo para el estrato superior

> modelci<-lm(AF ~ -1+AAP + DAP + Edad , data = cisup)
> summary(modelci)
Call: lm(formula = AF ~ -1 + AAP + DAP + Edad, data = cisup)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-14.502  -8.312  -5.889   5.362  20.137
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP   0.15757    0.04853   3.247  0.01176 *
DAP   2.71735    0.76395   3.557  0.00743 **
Edad -0.57165    0.19106  -2.992  0.01728 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 12.96 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9885, Adjusted R-squared:  0.9842
F-statistic: 229.1 on 3 and 8 DF,  p-value: 4.295e-08
AIC: 92.076
> multicol(model= modelci, reorder=FALSE)
      Rsquared Tolerance      VIF
AAP  0.6555070 0.3444930 2.902816
DAP  0.7010994 0.2989006 3.345594
Edad 0.2820193 0.7179807 1.392795
#Residuos
> cisup$fitted.modelci <- fitted(modelci)
> cisup$residuals.modelci <- residuals(modelci)
>  cisup$rstudent.modelci <- rstudent(modelci)
#Normalidad
> ks.test(cisup$rstudent.modelci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cisup$rstudent.modelci
D = 0.2257, p-value = 0.5556
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelci, studentize = FALSE, data = cisup)
        Breusch-Pagan test
data:  modelci
BP = 0.68594, df = 2, p-value = 0.7097
#autocorrelación
> dwtest(modelci, alternative = "two.sided", data = cisup)
        Durbin-Watson test
data:  modelci
DW = 2.6479, p-value = 0.1401
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelci)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
9 2.246552           0.024669      0.27136
#eficiencia
> Edadci=cisup$Edad
> DAPci=cisup$DAP
> AAPci=cisup$AAP
>     af.sim<- 0.15757 *AAPci +2.71735 *  DAPci -0.57165 *Edadci
>  modelciaf<-data.frame(af.sim)
>   ValEF(modelciaf, y=(cisup$AF))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.9378139
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelciaf, y=(cisup$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 10.37779
# K-fold cross-validation prediction error
> cv_error <- cv.glm(data = cisup, glmfit = modelci)
> cv_error$delta
[1] 232.4325 226.3547
-------------------------------------------------------------------------
MODELO 10: CIPRÉS,  un modelo para el estrato superior

>cipressup<-subset(cipres, Estrato==1)
> my.variable.list <- c("ACV","DAP","HT","HICV", "LCV","HMCV","AAP","LCHT", "DAPHT","HTHMCV
", "HTDAP", "dapc",  "htc", "acc", "daphtc","AB")
> My.stepwise.lm("AF", variable.list=my.variable.list, in.variable = "NULL", data=cipressup
, sle = 0.15, sls = 0.05)
*** Stepwise Final Model (in.lr.test: sle = 0.15; out.lr.test: sls = 0.05):
```

```
Call: lm(formula = AF ~ AAP + HTDAP, data = cipressup)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-15.156 -10.178   1.705   4.854  22.335
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  103.78837   32.28465   3.215 0.012335 *
AAP            0.20475    0.03833   5.342 0.000693 ***
HTDAP       -117.79640   33.12793  -3.556 0.007446 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 12.93 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9381, Adjusted R-squared:  0.9226
F-statistic:  60.6 on 2 and 8 DF,  p-value: 1.47e-05
> vif(modelafcisup)
     AAP    HTDAP
1.818131 1.818131
> extractAIC(modelafcisup)
[1]  3.00000 58.81276
#Residuos
> cipressup$fitted.modelafcisup <- fitted(modelafcisup)
>  cipressup$residuals.modelafcisup <- residuals(modelafcisup)
>  cipressup$rstudent.modelafcisup <- rstudent(modelafcisup)
> ks.test(cipressup$rstudent.modelafcisup, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipressup$rstudent.modelafcisup
D = 0.17361, p-value = 0.8397
alternative hypothesis: two-sided
> bptest(modelafcisup, studentize = FALSE, data = cipressup)
                Breusch-Pagan test
data:  modelafcisup
BP = 4.0261, df = 2, p-value = 0.1336
> dwtest(modelafco, alternative = "two.sided", data = cipressup)
        Durbin-Watson test
data:  modelafco
DW = 1.6718, p-value = 0.5197
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
> outlierTest(modelafcisup)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
9 3.737113          0.0072903     0.080194
# K-fold cross-validation prediction error
>  library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>  modelafcisup<-glm(AF~AAP + HTDAP, data=cipressup)
>  cv_error <- cv.glm(data = cipressup, glmfit = modelafcisup)
>  cv_error$delta
[1] 311.7610 300.8824
#Eficiencia
> HTDAP=cipressup$HTDAP
> AAP=cipressup$AAP
> af.sim<- 103.78837   +0.20475    *AAP-117.79640   *HTDAP
>  modelci<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelci, y=(cipressup$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9380789
#Porcentaje del error absoluto medio
>   ValMAE(modelci, y=(cipressup$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1  9.58617
```

COIHUE

Exploración de las variables

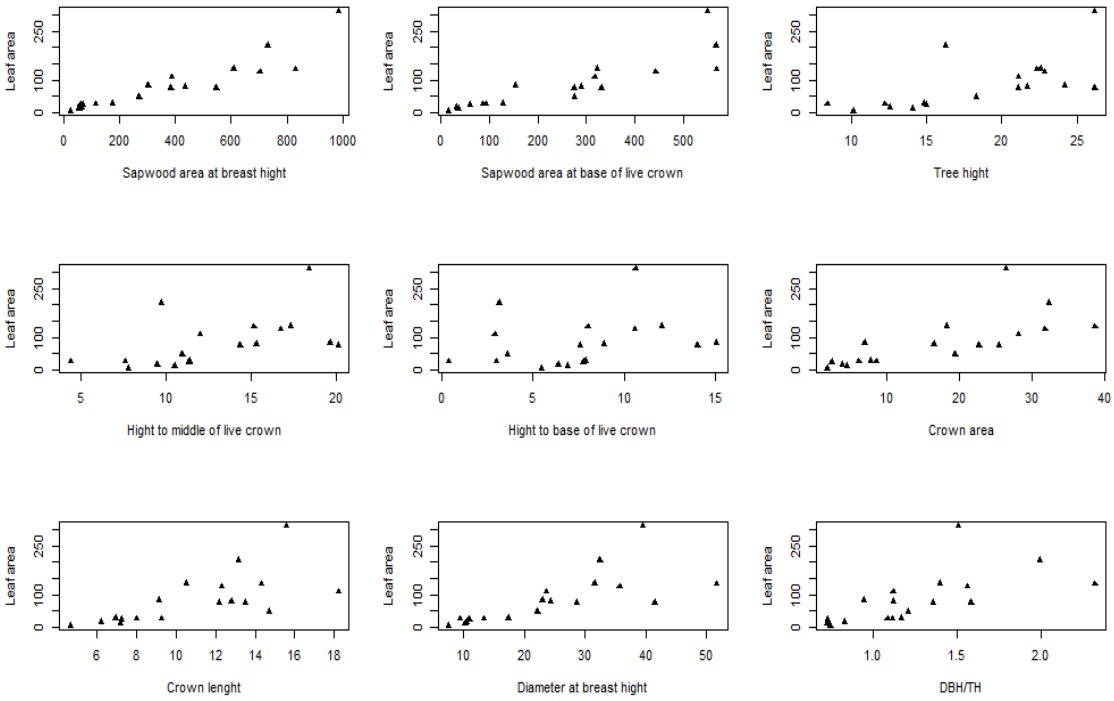
defino las variables

```
> aicvco=(coihue$AICV)
> dapco=(coihue$DAP)
> htco=(coihue$HT)
> hmcvco=(coihue$HMCV)
> hicvco=(coihue$HICV)
> acco=(coihue$ACV)
> lcco=(coihue$LCV)
> daphtco=(coihue$DAPHT)
> afco=(coihue$AF)
```

grafico

```
> op<-par(mfrow=c(3,3))
> plot(x=aapco,y=afco, xlab="Sapwood area at breast hight", ylab= "Leaf area", pch=17)
> plot(x=aicvco,y=afco, xlab="Sapwood area at base of live crown", ylab= "Leaf area", pch=1
7)
> plot(x=htco,y=afco, xlab="Tree hight", ylab= "Leaf area", pch=17)
> plot(x=hmcvco,y=afco, xlab="Hight to middle of live crown", ylab= "Leaf area", pch=17)
> plot(x=hicvco,y=afco, xlab="Hight to base of live crown", ylab= "Leaf area", pch=17)
> plot(x=acco,y=afco, xlab="Crown area", ylab= "Leaf area", pch=17)
```

```
> plot(x=lcco,y=afco, xlab="Crown lenght", ylab= "Leaf area", pch=17)
> plot(x=dapco,y=afco, xlab="Diameter at breast hight", ylab= "Leaf area", pch=17)
> plot(x=daphtco,y=afco, xlab="DBH/TH", ylab= "Leaf area", pch=17)
```



MODELO 11: COIHUE, un modelo para todos los datos

```
>   my.variable.list <- c("ACV","DAP","HT","HICV", "LCV","HMCV","AAP","AICV","LCHT", "DA
PHT","HTHMCV", "HTDAP", "dapc", "aicvc", "htc", "acc", "daphtc","AB")
>  My.stepwise.lm("AF", variable.list=my.variable.list, in.variable = "NULL", data=coihu
esin8, sle = 0.15, sls = 0.05)
```

saco la observacion 8 porque es un outlier

```
>coihuesin8<-subset(coihue, DAP!=31.40)
Call:lm(formula = AF ~ dapc + AAP + aicvc, data = coihuesin8)
#Saco el intercepto porque es no significativo
Call:lm(formula = AF ~ -1 + dapc + AAP + aicvc, data = coihuesin8)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-28.806   0.086   2.629   9.471  25.277
Coefficients:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
dapc  -5.480e-02  1.099e-02  -4.986 0.000199 ***
AAP    2.732e-01  3.014e-02   9.063 3.11e-07 ***
aicvc  1.543e-04  7.514e-05   2.053 0.059264 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 14.21 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9788, Adjusted R-squared:  0.9743
F-statistic: 215.7 on 3 and 14 DF,  p-value: 5.943e-12
```

#Residuos

```
> coihuesin8$fitted.modelafco <- fitted(modelafco)
> coihuesin8$residuals.modelafco <- residuals(modelafco)
>  coihuesin8$rstudent.modelafco <- rstudent(modelafco)
>   ks.test(coihuesin8$rstudent.modelafco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihuesin8$rstudent.modelafco
D = 0.26704, p-value = 0.1467
alternative hypothesis: two-sided
> bptest(modelafco, studentize = FALSE, data = coihuesin8)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafco
BP = 3.1946, df = 2, p-value = 0.2024
> dwtest(modelafco, alternative = "two.sided", data = coihuesin8)
        Durbin-Watson test
data:  modelafco
DW = 2.0589, p-value = 0.9886
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
```

K-fold cross-validation prediction error

```
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>  modelafco<-glm(AF~-1+dapc + AAP + aicvc, data=coihuesin8)
```

```
> cv_error <- cv.glm(data = coihuesin8, glmfit = modelafco)
> cv_error$delta
[1] 375.9222 366.9276
#eficiencia
DAP=coihue$DAP
>  AAP=coihue$AAP
>  AICV=coihue$AICV
>  af.sim<- 0.2732*AAP-0.0548*DAP^2+0.0001543*AICV^2
>   modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihue$AF))
$Eficiencia
                 Modelo 1
Observacion 1 0.9109592
#Porcentaje del error absoluto medio
>   ValMAE(modelco, y=(coihue$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1  16.349
```

MODELO 12: COIHUE, un modelo para el estrato superior

```
#sinintercepto, sin co 8
> modelafco<-lm(AF~-1+AAP+dapc+daphtc, data=coihuesin8)
> summary(modelafco)
Call: lm(formula = AF ~ -1 + AAP + dapc + daphtc, data = coihuesin8)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-21.517 -10.100  -2.417   3.782  20.625
Coefficients:
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP     0.27968    0.02918   9.586 1.57e-07 ***
dapc   -0.06302    0.01267  -4.972 0.000205 ***
daphtc 11.85143    6.13749   1.931 0.073989 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 14.4 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9782, Adjusted R-squared:  0.9736
F-statistic: 209.8 on 3 and 14 DF,  p-value: 7.179e-12
#Residuos
>  coihuesin8$fitted.modelafco <- fitted(modelafco)
>  coihuesin8$residuals.modelafco <- residuals(modelafco)
>  coihuesin8$rstudent.modelafco <- rstudent(modelafco)
#normalidad
>  ks.test(coihuesin8$rstudent.modelafco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihuesin8$rstudent.modelafco
D = 0.15315, p-value = 0.7656
alternative hypothesis: two-sided
#Homogenidad
> bptest(modelafco, studentize = FALSE, data = coihuesin8)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafco
BP = 3.5951, df = 2, p-value = 0.1657
#autocorrelación
> dwtest(modelafco, alternative = "two.sided", data = coihuesin8)
        Durbin-Watson test
data:  modelafco
DW = 1.9613, p-value = 0.8373
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#AIC
> extractAIC(modelafco)
[1]  3.00000 93.38512
#VIF
> modelafco<-glm(AF~-1+AAP+dapc+daphtc, data=coihuesin8)
> mult <- multicol(model= modelafco, reorder=FALSE)
> mult
         Rsquared Tolerance      VIF
AAP    0.8083914 0.1916086 5.218972
dapc   0.8621549 0.1378451 7.254521
daphtc 0.8337431 0.1662569 6.014787
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>  modelafco<-glm(AF~ AAP + dapc + daphtc, data=coihuesin8)
> cv_error <- cv.glm(data = coihuesin8, glmfit = modelafco)
> cv_error$delta
[1] 365.1862 356.4481
#eficiencia con todos los datos
>  DAP=coihue$DAP
>  AAP=coihue$AAP
>  DAPHT=coihue$DAPHT
>  af.sim<- 0.27968*AAP-0.06302*DAP^2+11.85143*(DAPHT)^2
>   modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihue$AF))
$Eficiencia
```

```
              Modelo 1
Observacion 1 0.8633598
#Porcentaje del error absoluto medio
ValMAE(modelco, y=(coihue$AF))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 18.82789
```

MODELO 13: COIHUE, un modelo para todos los datos

```
> modelco<-lm(AF ~ AAP + daphtc+ Edad , data = coihue)
> summary(modelco)
Call:lm(formula = AF ~ AAP + daphtc + Edad, data = coihue)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-33.461  -8.975   2.115  12.145  25.249
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  42.01137    9.79926   4.287 0.000752 ***
AAP           0.34992    0.02393  14.620 7.14e-10 ***
daphtc      -17.83533    5.45524  -3.269 0.005593 **
Edad         -1.22890    0.22073  -5.567 6.94e-05 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 17.12 on 14 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9608, Adjusted R-squared:  0.9524
F-statistic: 114.4 on 3 and 14 DF,  p-value: 4.378e-10
AIC: 158.81
#residuos
> coihue$fitted.modelco <- fitted(modelco)
> coihue$residuals.modelco <- residuals(modelco)
>  coihue$rstudent.modelco <- rstudent(modelco)
#normalidad
> ks.test(coihue$rstudent.modelco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihue$rstudent.modelco
D = 0.15972, p-value = 0.6902
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelco, studentize = FALSE, data = coihue)
        Breusch-Pagan test
data:  modelco
BP = 6.8393, df = 3, p-value = 0.0772
#autocoreelación
> dwtest(modelco, alternative = "two.sided", data = coihue)
        Durbin-Watson test
data:  modelco
DW = 1.6237, p-value = 0.344
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelco)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
8 2.828252          0.0046803     0.084245
#VIF
> multicol(model= modelco, reorder=FALSE)
       Rsquared Tolerance      VIF
AAP    0.6666239 0.3333761 2.999615
daphtc 0.6342606 0.3657394 2.734187
Edad   0.3212534 0.6787466 1.473304
#Eficiencia
> Edad=coihue$Edad
> daphtc=coihue$daphtc
> AAP=coihue$AAP
>     af.sim<- 42.01137    +0.34992    *AAP -17.83533     *  daphtc -1.22890     *Edad
>  modelcoaf<-data.frame(af.sim)
>   ValEF(modelcoaf, y=(coihue$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9608175
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelcoaf, y=(coihue$AF))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 14.97437
# K-fold cross-validation prediction error
> cv_error <- cv.glm(data = coihue, glmfit = modelco)
> cv_error$delta
[1] 496.1972 486.2935
```

MODELO 14: COIHUE, un modelo para el estrato inferior

```
>  modelafcoin<-lm(AF ~ -1+AAP + HTHMCV, data =coihuein)
> summary(modelafcoin)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + AAP + HTHMCV, data = coihuein)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7.0531 -3.5665 -0.8489  2.8036  5.7815
Coefficients:
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP     0.13444    0.02417   5.563  0.00143 **
HTHMCV  5.75486    2.10445   2.735  0.03398 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 5.035 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9704, Adjusted R-squared:  0.9605
F-statistic: 98.23 on 2 and 6 DF,  p-value: 2.603e-05
#VIF
multicol(model= modelafcoin, reorder=FALSE)
         Rsquared Tolerance      VIF
AAP    0.06706104  0.932939 1.071881
HTHMCV 0.06706104  0.932939 1.071881
#Residuos
>  coihuein$fitted.modelafcoin <- fitted(modelafcoin)
>  coihuein$residuals.modelafcoin <- residuals(modelafcoin)
>  coihuein$rstudent.modelafcoin <- rstudent(modelafcoin)
#normalidad
ks.test(coihuein$rstudent.modelafcoin, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihuein$rstudent.modelafcoin
D = 0.143, p-value = 0.9881
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
>  bptest(modelafcoin, studentize = FALSE, data = coihuein)
         Breusch-Pagan test
data:  modelafcoin
BP = 0.79144, df = 1, p-value = 0.3737
#autocorrelación
> dwtest(modelafcoin, alternative = "two.sided", data = coihuein)
         Durbin-Watson test
data:  modelafcoin
DW = 2.0466, p-value = 0.7621
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#AIC
> extractAIC(modelafcoin)
[1]  2.00000 27.56141
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>  modelafcoin<-glm(AF ~ -1+AAP + HTHMCV, data = coihuein)
> cv_error <- cv.glm(data = coihuein, glmfit = modelafcoin)
>  cv_error$delta
[1] 35.54723 34.26692
#Eficiencia
>  AAP=coihuein$AAP
>  HT=coihuein$HT
>  HMCV=coihuein$HMCV
>   af.sim<- 0.13444*AAP+5.75486*HT/HMCV
>   modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihuein$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8729122
#Porcentaje del error absoluto medio
>   ValMAE(modelco, y=(coihuein$AF))
$pmae
            Modelo 1
Observacion 1 16.85707
```

MODELO 15: COIHUE, un modelo para el estrato inferior

```
# Cargar el dataset (áreafoliar.xlsx)
> areafoliar <- read_excel("~/DOCTORADO/AREA FOLIAR/areafoliar.xlsx")
   > View(areafoliar)
# Indicar el subconjunto de datos, en este caso los árboles de coihue del estrato inferior
> coihue<-subset(areafoliar, Sp.=="co")
> coihuein<-subset(coihue, Estrato=="Inf")
# Indicar las variables a ser probadas
>misvariables<-c("AAP","HICV","LCV","AICV","LCHT","DAPHT","DAP","HT","HMCV","ACV","HTHMCV")
# Correr stepwise (Paquete My.stepwise), indicando la variable dependiente (AF), la lista de variables, donde  está la información (coih
ueinf) y p-valor para entrar (SLE) y para retener (SLS).
> My.stepwise.lm("AF", variable.list = misvariables, in.variable = "NULL", data=coihuein, s
le = 0.15, sls = 0.05)
```

```
*** Stepwise Final Model (in.lr.test: sle = 0.15; out.lr.test: sls = 0.05):
Call:lm(formula = AF ~ AICV, data = data)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-7.2301 -1.9870  0.2466  2.5782  5.1125
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  8.63557    2.26517   3.812 0.008839 **
AICV         0.14939    0.01892   7.896 0.000219 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 4.185 on 6 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9122, Adjusted R-squared:  0.8976
F-statistic: 62.35 on 1 and 6 DF,  p-value: 0.0002187
--------------- Variance Inflating Factor (VIF) ---------------
Multicollinearity Problem: Variance Inflating Factor (VIF) is bigger than 10 (Continuous Va
riable) or is bigger than 2.5 (Categorical Variable)
```

NO LO CALCULÓ PORQUE SÓLO HAY UNA VARIABLE

#residuos

```
> modelafcoin<-lm(AF ~ AICV, data=coihuein)
> coihuein$residuals.modelafcoin <- residuals(modelafcoin)
> coihuein$rstudent.modelafcoin <- rstudent(modelafcoin)
> coihuein$fitted.modelafcoin <- fitted(modelafcoin)
```

Normalidad

```
> ks.test(coihuein$rstudent.modelafcoin, "pnorm")
One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihuein$rstudent.modelafcoin
D = 0.13429, p-value = 0.994
alternative hypothesis: two-sided
#Homogeneidad
> bptest(modelafcoin, studentize = FALSE, data = coihuein)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafcoin
BP = 1.0965, df = 1, p-value = 0.295
```

#autocorrelacion

```
> dwtest(modelafcoin, alternative = "two.sided", data = coihuein)
        Durbin-Watson test
data:  modelafcoin
DW = 1.4422, p-value = 0.5362
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelafcoin)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
    rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
36 -3.074653           0.027637       0.2211
```

#observaciones influyentes

```
> infl <- influence.measures(modelafcoin)
>  summary(infl)
Potentially influential observations of
         lm(formula = AF ~ AICV, data = coihuein) :
   dfb.1_  dfb.AICV dffit   cov.r   cook.d  hat
36 -1.72_*  1.19_*  -1.72    0.23    0.62    0.24
37  1.17_* -2.43_*  -2.64_*  5.10_*  3.25_*  0.83_*
```

#AIC

```
> extractAIC(modelafcoin)
[1]  2.00000 24.60101
```

#coeficiente de robustez

```
   fit<-lm(AF~ AICV,data=coihuein,x=T)
   x<-fit$x
   # y calculamos las predicciones yi(i) sin la observaci¶on i:
    n<-length(coihuein$AF) # n¶umero de datos
     y.i<-vector(length=n)
   for(i in 1:n)
        y.i[i]<-x[i,]%*%coef(lm(AF~ AICV,data=coihuein[-i,]))
     # para calcular el error cuadr¶atico de validaci¶on
       ecv<-sum((coihuein$AF-y.i)^2)
     # y el coeficiente de robustez
        b2<-sum(residuals(fit)^2)/ecv;b2
   [1] 0.3573224
```

K-fold cross-validation prediction error

```
>  library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>   modelafcoin<-glm(AF~AICV,data=coihuein)
>  cv_error <- cv.glm(data = coihuein, glmfit = modelafcoin)
>   cv_error$delta
          [1] 37.0
```

#eficiencia

```
>  AICV=coihuein$AICV
>  af.sim<- 8.63557+0.14939*AICV
>   modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihuein$AF))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.9122205
```

```
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelco, y=(coihuein$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 13.61557
```

MODELO 16: COIHUE, un modelo para el estrato superior

```
> modelafco<-lm(AF ~ -1+AAP + DAP + htc, data=coihuesup)
> summary(modelafco)
Call: lm(formula = AF ~ -1 + AAP + DAP + htc, data = coihuesup)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-46.396 -12.491   6.459  20.562  27.352
Coefficients:
    Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP  0.47079    0.06586   7.149 0.000186 ***
DAP -5.90247    1.57629  -3.745 0.007220 **
htc  0.09572    0.06025   1.589 0.156153
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 27.83 on 7 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9759, Adjusted R-squared:  0.9655
F-statistic:  94.4 on 3 and 7 DF,  p-value: 5.026e-06
#VIF
> multicol(model= modelafco, reorder=FALSE)
     Rsquared Tolerance      VIF
AAP 0.5925098 0.4074902 2.454047
DAP 0.6201081 0.3798919 2.632328
htc 0.1032468 0.8967532 1.115134
#Residuos
> coihuesup$fitted.modelafco <- fitted(modelafco)
> coihuesup$residuals.modelafco <- residuals(modelafco)
>    coihuesup$rstudent.modelafco <- rstudent(modelafco)
#normalidad
>    ks.test(coihuesup$rstudent.modelafco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihuesup$rstudent.modelafco
D = 0.28694, p-value = 0.3185
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelafco, studentize = FALSE, data = coihuesup)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafco
BP = 0.46606, df = 2, p-value = 0.7921
#autocorrelación
> dwtest(modelafco, alternative = "two.sided", data = coihuesup)
        Durbin-Watson test
data:  modelafco
DW = 2.2306, p-value = 0.6649
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> modelafco<-glm(AF ~ -1 + AAP + DAP + htc, data = coihuesup)
>  cv_error <- cv.glm(data = coihuesup, glmfit = modelafco)
>    cv_error$delta
[1] 1023.7796  992.8653
#AIC
> modelafco<-lm(AF ~ -1+AAP + DAP + htc, data=coihuesup)
> extractAIC(modelafco)
[1]  3.00000 68.95584
#Eficiencia
>  AAP=coihuesup$AAP
> htc=coihuesup$htc
>  DAP=coihuesup$DAP
>    af.sim<-   0.47079 *AAP -5.90247  *DAP + 0.09572   *htc
>    modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihuesup$AF))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.8907564
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelco, y=(coihuesup$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 15.08758
```

MODELO 17: COIHUE, un modelo para el estrato superior

```
> modelco<-lm(AF ~ -1+AAP + htc + Edad , data = cosup)
> summary(modelco)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + AAP + htc + Edad, data = cosup)
Residuals:
```

```
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-24.951  -6.894   0.144   8.149  29.101
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP   0.26861    0.02463  10.908  1.2e-05 ***
htc   0.19372    0.04745   4.083 0.004673 **
Edad -2.07948    0.31535  -6.594 0.000306 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 17.96 on 7 degrees of freedom
Multiple R-squared:   0.99,  Adjusted R-squared:  0.9857
F-statistic:   230 on 3 and 7 DF,  p-value: 2.355e-07
AIC: 90.573
#residuos
> cosup$fitted.modelco <- fitted(modelco)
> cosup$residuals.modelco <- residuals(modelco)
> cosup$rstudent.modelco <- rstudent(modelco)
#normalidad
> ks.test(cosup$rstudent.modelco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cosup$rstudent.modelco
D = 0.12001, p-value = 0.9949
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelco, studentize = FALSE, data = cosup)
        Breusch-Pagan test
data:  modelco
BP = 0.040523, df = 2, p-value = 0.9799
#autocorrelacion
> dwtest(modelco, alternative = "two.sided", data = cosup)
        Durbin-Watson test
data:  modelco
DW = 1.8564, p-value = 0.8616
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(modelco)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
2 2.251256           0.024369      0.24369
#VIF
> multicol(model= modelco, reorder=FALSE)
       Rsquared Tolerance      VIF
AAP  0.02628717 0.9737128 1.026997
htc  0.31455843 0.6854416 1.458914
Edad 0.29978465 0.7002154 1.428132
#eficiencia
> Edad=cosup$Edad
> htc=cosup$htc
> AAP=cosup$AAP
>     af.sim<- 0.26861*AAP +  0.19372*htc -2.07948    *Edad
>  modelcoaf<-data.frame(af.sim)
>   ValEF(modelcoaf, y=(cosup$AF))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9545115
#Porcentaje del error absoluto medio
>    ValMAE(modelcoaf, y=(cosup$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 8.787658
# K-fold cross-validation prediction error
> cv_error <- cv.glm(data = cosup, glmfit = modelco)
> cv_error$delta
[1] 446.5504 432.5491
--------------------------------------------------------------------------------
MODELO 18: COIHUE, un modelo para el estrato superior


> modelafco<-lm(AF ~ -1+AAP + DAP + HTDAP, data=coihuesup)
> summary(modelafco)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + AAP + DAP + HTDAP, data = coihuesup)
Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-44.96 -12.72  11.57  14.58  28.46
Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP    0.47316    0.06483   7.299 0.000163 ***
DAP   -5.36938    1.34097  -4.004 0.005163 **
HTDAP 43.50972   25.67982   1.694 0.134032
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 27.34 on 7 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9767, Adjusted R-squared:  0.9668
F-statistic: 97.93 on 3 and 7 DF,  p-value: 4.437e-06
```

```
#VIF
> multicol(model= modelafco, reorder=FALSE)
       Rsquared Tolerance      VIF
AAP   0.6407442 0.3592558 2.783532
DAP   0.7458462 0.2541538 3.934625
HTDAP 0.7526365 0.2473635 4.042634
#residuos
> coihuesup$fitted.modelafco <- fitted(modelafco)
> coihuesup$residuals.modelafco <- residuals(modelafco)
>   coihuesup$rstudent.modelafco <- rstudent(modelafco)
#normalidad
>   ks.test(coihuesup$rstudent.modelafco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihuesup$rstudent.modelafco
D = 0.27887, p-value = 0.3509
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelafco, studentize = FALSE, data = coihuesup)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafco
BP = 1.1025, df = 2, p-value = 0.5762
> dwtest(modelafco, alternative = "two.sided", data = coihuesup)
        Durbin-Watson test
data:  modelafco
DW = 1.7471, p-value = 0.6954
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
> extractAIC(modelafco)
[1]  3.00000 68.59822
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> modelafco<-glm(AF ~ -1 + AAP + DAP + HTDAP, data = coihuesup)
>  cv_error <- cv.glm(data = coihuesup, glmfit = modelafco)
>   cv_error$delta
[1] 1114.714 1076.669
 #eficiencia
>  AAP=coihuesup$AAP
> HTDAP=coihuesup$HTDAP
>  DAP=coihuesup$DAP
>   af.sim<-   0.47316    *AAP -5.36938    *DAP + 43.50972   *HTDAP
>   modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihuesup$AF))
$Eficiencia
                 Modelo 1
Observacion 1 0.8945941
#Porcentaje del error absoluto medio
>   ValMAE(modelco, y=(coihuesup$AF))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1    14.71

--------------------------------------------------------------------------------
MODELO 19: COIHUE, un modelo para el estrato superior

> modelafco<-lm(AF ~ -1+AAP + DAP + LCV, data=coihuesup)
> summary(modelafco)
Call:lm(formula = AF ~ -1 + AAP + DAP + LCV, data = coihuesup)
Residuals:
   Min     1Q Median     3Q    Max
-41.07  -9.51   1.61  10.76  38.58
Coefficients:
    Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AAP  0.44532    0.06534   6.815  0.00025 ***
DAP -5.42780    1.38279  -3.925  0.00571 **
LCV  3.70713    2.27385   1.630  0.14705
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 27.64 on 7 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9762, Adjusted R-squared:  0.966
F-statistic: 95.76 on 3 and 7 DF,  p-value: 4.787e-06
#VIF
multicol(model= modelafco, reorder=FALSE)
      Rsquared Tolerance      VIF
AAP 0.60963015 0.3903699 2.561673
DAP 0.59054738 0.4094526 2.442285
LCV 0.07145733 0.9285427 1.076956
#AIC
> extractAIC(modelafco)
[1]  3.00000 68.81608
#residuos
> coihuesup$fitted.modelafco <- fitted(modelafco)
> coihuesup$residuals.modelafco <- residuals(modelafco)
>   coihuesup$rstudent.modelafco <- rstudent(modelafco)
#normalidad
>   ks.test(coihuesup$rstudent.modelafco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
```

```
data:  coihuesup$rstudent.modelafco
D = 0.15131, p-value = 0.9507
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(modelafco, studentize = FALSE, data = coihuesup)
        Breusch-Pagan test
data:  modelafco
BP = 0.31372, df = 2, p-value = 0.8548
#autocorrelación
> dwtest(modelafco, alternative = "two.sided", data = coihuesup)
        Durbin-Watson test
data:  modelafco
DW = 1.9507, p-value = 0.9855
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> modelafco<-glm(AF ~ -1 + AAP + DAP + LCV, data = coihuesup)
>  cv_error <- cv.glm(data = coihuesup, glmfit = modelafco)
>   cv_error$delta
[1] 1095.500 1059.008
#Eficiencia
>  AAP=coihuesup$AAP
> LCV=coihuesup$LCV
>  DAP=coihuesup$DAP
>   af.sim<-   0.44532    *AAP -5.42780    *DAP + 3.70713    *LCV
>   modelco<-data.frame(af.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihuesup$AF))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8922725
#Porcentaje del error absoluto medio
>   ValMAE(modelco, y=(coihuesup$AF))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1  14.1073
```

Capitulo 2. Comparación de modelos de AF de estratos y de todos los árboles

Comparación modelo 1 vs modelo 5 (Tabla 2.4)

Analisis no paramétrico por falta de normalidad, aún con tranformación de la variable

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Modelo	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
AF	M1	9	28,78	19,71	31,08	0,33	0,6048
AF	M3	9	26,46	18,08	25,78		

Comparación modelo 1 vs modelo 7 (Tabla 2.4)

Análisis de la varianza

AF

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF	22	1,1E-04	0,00	44,80

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	3,94	1	3,94	2,2E-03	0,9628
Modelo	3,94	1	3,94	2,2E-03	0,9628
Error	35274,43	20	1763,72		
Total	35278,37	21			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=37,35428

Error: 1763,7215 gl: 20

Modelo	Medias	n	E.E.	
M1	93,31	11	12,66	A
M1A	94,16	11	12,66	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE AF	22	0,00	1,02	0,92	0,2364

Test de Levene

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS AF	22	2,9E-05	0,00	69,31

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,31	1	0,31	5,8E-04	0,9810
Modelo	0,31	1	0,31	5,8E-04	0,9810
Error	10722,86	20	536,14		
Total	10723,17	21			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=20,59518

Error: 536,1428 gl: 20

Modelo	Medias	n	E.E.	
M1	33,29	11	6,98	A
M1A	33,52	11	6,98	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Comparación modelo 12 vs modelo 14 (Tabla 2.4)

Análisis de la varianza

Columnal	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
co inf	AF	16	0,05	0,00	57,58

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	172,05	1	172,05	0,78	0,3932
Modelo	172,05	1	172,05	0,78	0,3932
Error	3102,97	14	221,64		
Total	3275,02	15			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=15,96536

Error: 221,6405 gl: 14

Modelo	Medias	n	E.E.	
M9	22,58	8	5,26	A
M7	29,14	8	5,26	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

Columnal	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
co inf	RE AF	16	0,00	1,03	0,90	0,1743

Test de Levene

Análisis de la varianza

Columnal	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
co inf	RABS AF	16	0,11	0,05	72,61

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	120,78	1	120,78	1,80	0,2015
Modelo	120,78	1	120,78	1,80	0,2015
Error	941,41	14	67,24		
Total	1062,19	15			

Comparación modelo 12 vs modelo 16 (Tabla 2.4)

Columnal	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
cosup	AF	20	0,01	0,00	48,97

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	715,11	1	715,11	0,19	0,6681
Modelo	715,11	1	715,11	0,19	0,6681
Error	67745,35	18	3763,63		
Total	68460,46	19			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=57,64059

Error: 3763,6306 gl: 18

Modelo	Medias	n	E.E.	
M7	119,31	10	19,40	A
M13	131,27	10	19,40	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

Columnal	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
co inf	RE AF	16	0,00	1,03	0,90	0,1743

Test de Levene

Columnal	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
cosup	RABS AF	20	0,04	0,00	77,73

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1092,06	1	1092,06	0,84	0,3723
Modelo	1092,06	1	1092,06	0,84	0,3723
Error	23478,87	18	1304,38		
Total	24570,93	19			

Análisis de la varianza

relacion	Variable	N	R²	R² Aj	CV
AF/AAP	ratio	38	0,06	0,04	34,84

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,02	1	0,02	2,35	0,1337
Sp.	0,02	1	0,02	2,35	0,1337
Error	0,27	36	0,01		
Total	0,29	37			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,05731

Error: 0,0076 gl: 36

Sp.	Medias	n	E.E.	
co	0,23	18	0,02	A
ci	0,27	20	0,02	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

relacion	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
AF/AAP	RE ratio	38	0,00	1,01	0,94	0,1994

Test de Levene

Análisis de la varianza

relacion	Variable	N	R²	R² Aj	CV
AF/AAP	RABS ratio	38	0,02	0,00	79,80

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,6E-03	1	2,6E-03	0,91	0,3472
Sp.	2,6E-03	1	2,6E-03	0,91	0,3472
Error	0,10	36	2,8E-03		
Total	0,10	37			

Ciprés

Análisis de la varianza

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AAP	ci	ratio	20	1,1E-03	0,00	37,02

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,0E-04	1	2,0E-04	0,02	0,8887
Estrato	2,0E-04	1	2,0E-04	0,02	0,8887
Error	0,18	18	0,01		
Total	0,18	19			

Shapiro-Wilks (modificado)

relacion	Sp.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
AF/AAP	ci	RE ratio	20	0,00	1,03	0,94	0,5224

Levene

Análisis de la varianza

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AAP	ci	RABS ratio	20	0,08	0,03	82,97

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,01	1	0,01	1,64	0,2172
Estrato	0,01	1	0,01	1,64	0,2172
Error	0,07	18	3,7E-03		
Total	0,07	19			

Coihue

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AAP	co	ratio	18	0,01	0,00	33,31

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	6,7E-04	1	6,7E-04	0,12	0,7367
Estrato	6,7E-04	1	6,7E-04	0,12	0,7367
Error	0,09	16	0,01		
Total	0,09	17			

Shapiro-Wilks (modificado)

relacion	Sp.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
AF/AAP	co	RE ratio	18	0,00	1,03	0,89	0,1090

Levene

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AAP	co	RABS ratio	18	0,03	0,00	71,35

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	9,5E-04	1	9,5E-04	0,54	0,4735
Estrato	9,5E-04	1	9,5E-04	0,54	0,4735
Error	0,03	16	1,8E-03		
Total	0,03	17			

Capítulo 2. Razón área foliar – área de albura en la base de la copa comparación entre especies

Transformación logarítmica por falta de normalidad

LN_ratio

relacion	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AICV	LN ratio	38	5,5E-04	0,00	26,87

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,9E-03	1	1,9E-03	0,02	0,8890
Sp.	1,9E-03	1	1,9E-03	0,02	0,8890
Error	3,54	36	0,10		
Total	3,54	37			

Shapiro-Wilks (modificado)

relacion	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
AF/AICV	RE LN ratio	38	0,00	1,01	0,95	0,3221

RABS LN_ratio

relacion	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AICV	RABS LN ratio	38	4,2E-03	0,00	67,67

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	4,5E-03	1	4,5E-03	0,15	0,6994
Sp.	4,5E-03	1	4,5E-03	0,15	0,6994
Error	1,07	36	0,03		
Total	1,07	37			

Capítulo 2. Razón área foliar – área de albura en la base de la copa comparación entre estratos por especie

Ciprés

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AICV	ci	ratio	20	0,12	0,07	29,60

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,02	1	0,02	2,48	0,1329
Estrato	0,02	1	0,02	2,48	0,1329
Error	0,17	18	0,01		
Total	0,19	19			

Shapiro-Wilks (modificado)

relacion	Sp.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
AF/AICV	ci	RE ratio	20	0,00	1,02	0,90	0,1082

Levene

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AICV	ci	RABS ratio	20	0,02	0,00	71,13

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,0E-03	1	1,0E-03	0,36	0,5583
Estrato	1,0E-03	1	1,0E-03	0,36	0,5583
Error	0,05	18	2,9E-03		
Total	0,05	19			

Coihue

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AICV	co	LN ratio	18	0,07	0,01	27,62

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,12	1	0,12	1,17	0,2957
Estrato	0,12	1	0,12	1,17	0,2957
Error	1,68	16	0,11		
Total	1,81	17			

Shapiro-Wilks (modificado)

relacion	Sp.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
AF/AICV	co	RE LN ratio	18	0,00	1,03	0,92	0,2519

Levene

relacion	Sp.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
AF/AICV	co	RABS LN ratio	18	2,2E-03	0,00	66,99

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,1E-03	1	1,1E-03	0,04	0,8520
Estrato	1,1E-03	1	1,1E-03	0,04	0,8520
Error	0,48	16	0,03		
Total	0,48	17			

Capítulo 2. Razón área foliar – área de albura comparación entre el pecho y la base de la copa

Ciprés inferior

ratio

Sp.	Estrato	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
ci	Inf	ratio	18	0,01	0,00	38,79

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,4E-03	1	2,4E-03	0,21	0,6563
relacion	2,4E-03	1	2,4E-03	0,21	0,6563
Error	0,19	16	0,01		
Total	0,19	17			

Shapiro-Wilks (modificado)

Sp.	Estrato	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
ci	Inf	RE ratio	18	0,00	1,03	0,91	0,2342

Levene

Análisis de la varianza

Sp.	Estrato	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
ci	Inf	RABS ratio	18	0,04	0,00	80,99

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,7E-03	1	2,7E-03	0,64	0,4357
relacion	2,7E-03	1	2,7E-03	0,64	0,4357
Error	0,07	16	4,2E-03		
Total	0,07	17			

Ciprés superior

ratio

Sp.	Estrato	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
ci	Sup	ratio	22	0,20	0,16	28,59

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,04	1	0,04	4,91	0,0385
relacion	0,04	1	0,04	4,91	0,0385
Error	0,16	20	0,01		
Total	0,20	21			

Shapiro-Wilks (modificado)

Sp.	Estrato	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
ci	Sup	RE ratio	22	0,00	1,02	0,95	0,5221

Levene

Sp.	Estrato	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
ci	Sup	RABS ratio	22	0,06	0,02	72,47

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	3,4E-03	1	3,4E-03	1,33	0,2627
relacion	3,4E-03	1	3,4E-03	1,33	0,2627
Error	0,05	20	2,6E-03		
Total	0,05	21			

Coihue inferior

ratio

Sp.	Estrato	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co	Inf	ratio	16	0,11	0,05	35,28

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,02	1	0,02	1,73	0,2101
relacion	0,02	1	0,02	1,73	0,2101
Error	0,12	14	0,01		
Total	0,14	15			

Shapiro-Wilks (modificado)

Sp.	Estrato	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
co	Inf	RE ratio	16	0,00	1,03	0,89	0,1028

Levene

Sp.	Estrato	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co	Inf	RABS ratio	16	0,01	0,00	77,49

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,1E-04	1	2,1E-04	0,07	0,7942
relacion	2,1E-04	1	2,1E-04	0,07	0,7942
Error	0,04	14	3,0E-03		
Total	0,04	15			

Coihue superior

ratio

Sp.	Estrato	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co	Sup	ratio	20	0,33	0,30	33,59

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,08	1	0,08	8,95	0,0078
relacion	0,08	1	0,08	8,95	0,0078
Error	0,17	18	0,01		
Total	0,25	19			

Shapiro-Wilks (modificado)

Sp.	Estrato	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
co	Sup	RE ratio	20	0,00	1,03	0,91	0,1397

Levene

Sp.	Estrato	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co	Sup	RABS ratio	20	0,17	0,12	69,12

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,01	1	0,01	3,58	0,0746
relacion	0,01	1	0,01	3,58	0,0746
Error	0,05	18	2,6E-03		
Total	0,06	19			

Capítulo 2. Comparación área foliar media estimada con AF-AAP y con los modelos por estrato y con todos los árboles

Ciprés inferior

Prueba de Kruskal Wallis

Est.	Variable	MODELO	N trat	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Inf	AF	AF/AAP promedio*AAP	1	9	30,80	22,77	33,99	0,50	0,9186
Inf	AF	Mod all	2	9	28,78	19,71	31,08		
Inf	AF	Mod INF	3	9	26,46	18,08	25,78		
Inf	AF	obs	4	9	26,46	18,30	26,28		

Ciprés superior

Est.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
Sup	AF	44	2,0E-03	0,00	45,86

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	140,81	3	46,94	0,03	0,9942
MODELO	140,81	3	46,94	0,03	0,9942
Error	71974,96	40	1799,37		
Total	72115,77	43			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=48,48218

Error: 1799,3740 gl: 40

MODELO	Medias	n	E.E.	
AF/AAP promedio*AAP	89,48	11	12,79	A
obs	93,02	11	12,79	A
Mod all	93,31	11	12,79	A
Mod sup	94,16	11	12,79	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

Est.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
Sup	RE AF	44	0,00	1,01	0,95	0,2421

Levene

Est.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
Sup	RABS AF	44	0,01	0,00	77,40

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	294,97	3	98,32	0,16	0,9255
MODELO	294,97	3	98,32	0,16	0,9255
Error	25274,24	40	631,86		
Total	25569,21	43			

Coihue inferior

Análisis de la varianza

SP	Est.	Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
co	Inf	LN AF	32	0,04	0,00	21,58

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,46	3	0,15	0,36	0,7798
Modelo	0,46	3	0,15	0,36	0,7798
Error	11,89	28	0,42		
Total	12,35	31			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,88959

Error: 0,4246 gl: 28

Modelo	Medias	n	E.E.	
obs	2,90	8	0,23	A
AF/AAP promedio*AAP	2,94	8	0,23	A
Mo EINf	3,02	8	0,23	A
Mod all	3,21	8	0,23	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

SP	Est.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
co	Inf	RE LN_AF	32	0,00	1,02	0,97	0,7630

Análisis de la varianza

SP Est.	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co Inf	RABS LN AF	32	0,05	0,00	77,45

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,23	3	0,08	0,54	0,6602
Modelo	0,23	3	0,08	0,54	0,6602
Error	4,01	28	0,14		
Total	4,24	31			

Coihue superior

SP Est.	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co Sup	LN AF	40	0,01	0,00	9,34

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,10	3	0,03	0,16	0,9207
Modelo	0,10	3	0,03	0,16	0,9207
Error	7,16	36	0,20		
Total	7,26	39			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,53720

Error: 0,1989 gl: 36

Modelo	Medias	n	E.E.	
Mod all	4,71	10	0,14	A
Mo Esup	4,77	10	0,14	A
obs	4,77	10	0,14	A
AF/AAP promedio*AAP	4,85	10	0,14	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

SP Est.	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
co Sup	RE LN AF	40	0,00	1,01	0,94	0,1397

Levene

SP Est.	Variable	N	R²	R² Aj	CV
co Sup	RABS LN AF	40	0,03	0,00	65,58

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,06	3	0,02	0,38	0,7691
Modelo	0,06	3	0,02	0,38	0,7691
Error	1,98	36	0,06		
Total	2,04	39			

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Análisis de la varianza

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RAIZ tasa SN	38	0,76	0,71	29,47

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	87,28	7	12,47	13,66	<0,0001
sp	24,72	1	24,72	27,07	<0,0001
ps	58,18	3	19,39	21,24	<0,0001
sp*ps	4,38	3	1,46	1,60	0,2105
Error	27,39	30	0,91		
Total	114,67	37			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=2,11026

Error: 0,9130 gl: 30

sp	ps	Medias	n	E.E.			
Ciprés	Oprimido	1,19	3	0,55	A		
Ciprés	Intermedio	1,76	6	0,39	A	B	
Coihue	Oprimido	1,96	5	0,43	A	B	
Ciprés	Codominante	2,76	4	0,48	A	B	C
Ciprés	Dominante	3,49	7	0,36		B	C
Coihue	Intermedio	3,73	4	0,48		B	C
Coihue	Codominante	4,15	3	0,55			C D
Coihue	Dominante	6,08	6	0,39			D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE RAIZ tasa SN	38	0,00	1,00	0,95	0,2951

Levene

Análisis de la varianza

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS RAIZ tasa SN	38	0,22	0,13	83,11

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,67	4	0,67	2,38	0,0715
sp	1,01	1	1,01	3,60	0,0666
ps	1,66	3	0,55	1,98	0,1368
Error	9,27	33	0,28		
Total	11,94	37			

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
tasa ultima seccion	35	0,39	0,23	75,05

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,81	7	0,26	2,48	0,0421
sp	0,82	1	0,82	7,89	0,0091
ps	0,78	3	0,26	2,50	0,0804
sp*ps	0,20	3	0,07	0,65	0,5914
Error	2,81	27	0,10		
Total	4,62	34			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,22478

Error: 0,1042 gl: 27

sp	Medias	n	E.E.	
Ciprés	0,32	19	0,08	A
Coihue	0,64	16	0,09	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,0

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE tasa ultima seccion	35	0,00	1,09	0,95	0,3346

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS tasa ultima seccion	35	0,33	0,24	79,19

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

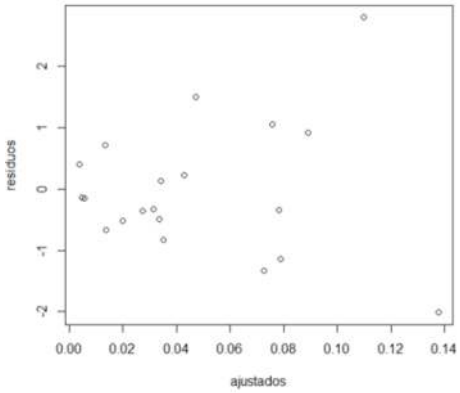
F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,41	4	0,10	3,68	0,0149
sp	0,03	1	0,03	0,91	0,3467
ps	0,39	3	0,13	4,60	0,0091
Error	0,84	30	0,03		
Total	1,25	34			

Capítulo 2. Modelo seleccionados de incremento anual en volumen a partir del área foliar

Se probaron modelos lineales, potenciales, de Chapman-Rchards y Weibull para todos los datos. De estos modelos ólo los lineales presentaron parámetros significativos y comprobación de los supuestos.

Cipres con todos los datos (sin dividir por estrato)

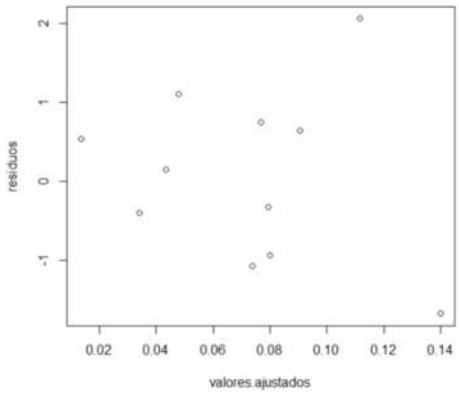
```
#chequeo si la relación es lineal (p>0,05 indica linealidad)
> modelci5<-lm(IVF5ci~AFci,data=cipres)
 resettest(modelci5)
        RESET test
data:  modelci5
RESET = 1.732, df1 = 2, df2 = 16, p-value = 0.2085
modelci5<-lm(IVF5ci~-1+AFci,data=cipres)
> summary(modelci5)
Call: lm(formula = IVF5ci ~ -1 + AFci, data = cipres)
Residuals:
       Min         1Q     Median         3Q        Max
-0.0058644 -0.0018761 -0.0008092  0.0016381  0.0086442
Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AFci 1.522e-04  9.596e-06   15.86 2.06e-12 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.003393 on 19 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9297, Adjusted R-squared:  0.9261
F-statistic: 251.5 on 1 and 19 DF,  p-value: 2.062e-12
AIC(modelci5)
[1] -103.3347
#residuos
cipres$fitted.modelci5 <- fitted(modelci5)
 cipres$residuals.modelci5<- residuals(modelci5)
 cipres$rstudent.modelci5 <- rstudent(modelci5)
 #Normalidad
 ks.test(cipres$rstudent.modelci5, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelci5
D = 0.15529, p-value = 0.6644
alternative hypothesis: two-sided
residuos<-rstandard(modelci5)
 ajustados<-fitted(modelci5)
 plot(ajustados, residuos)
outlierTest(modelci5)
rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
6 3.536434           0.002358     0.047159
#autocorrelación
dwtest(modelci5, alternative = "two.sided", data = cipres)
        Durbin-Watson test
data:  modelci5
DW = 2.7221, p-value = 0.06933
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#eficiencia
ivf.sim<- 1.522e-04   *xci
> my.lm<-data.frame(ivf.sim)
> ValEF(my.lm, y=(ci$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
                 Modelo 1
Observacion 1 0.8351401
# K-fold cross-validation prediction error
> modelci<-glm(yci ~ -1 + xci, data=ci)
> cv_error <- cv.glm(ci, modelci)
> cv_error$delta
[1] 0.0001200821 0.0001200821
#Porcentaje del error absoluto medio
> ivf.sim<-1.522e-04 *xci
> modelci<-data.frame(ivf.sim)
> ValMAE(my.lm, y=(ci$`IVF5 anual`))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 27.40136
```



Cipres estrato superior

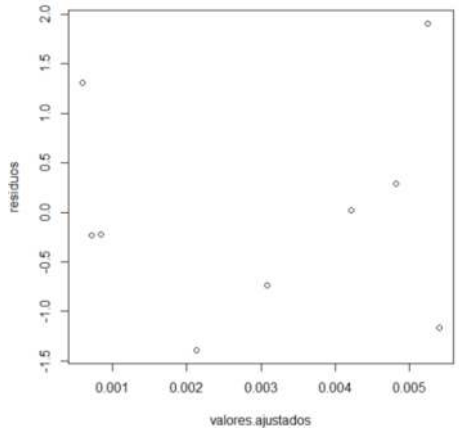
```
> xcis<-cisup$AF
> ycis<-cisup$`IVF5 anual`
> modelcis<-lm(ycis~-1+xcis,data=cisup)
> summary(modelcis)
Call:lm(formula = ycis ~ -1 + xcis, data = cisup)
Residuals:
       Min         1Q     Median         3Q        Max
-0.0063076 -0.0028455  0.0006314  0.0029253  0.0082909
Coefficients:
```

```
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xcis 1.546e-04  1.298e-05   11.91 3.13e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.004436 on 10 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9342, Adjusted R-squared:  0.9276
F-statistic: 141.9 on 1 and 10 DF,  p-value: 3.131e-07
> AIC(modelcis)
[1] -85.02888
#residuos
cisup$fitted.modelcis<- fitted(modelcis)
 cisup$residuals.modelcis<- residuals(modelcis)
 cisup$rstudent.modelcis <- rstudent(modelcis)
#normalidad
 ks.test(cisup$rstudent.modelcis, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cisup$rstudent.modelcis
D = 0.15262, p-value = 0.9267
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelación
> dwtest(modelcis, alternative = "two.sided", data = cisup)
        Durbin-Watson test
data:  modelcis
DW = 2.8165, p-value = 0.0998
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
residuos <- rstandard(modelcis)
 valores.ajustados <- fitted(modelcis)
 plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
> ivf.sim<- 1.546e-04 *xcis
> modelcis<-data.frame(ivf.sim)
> ValEF(modelcis, y=(cisup$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.6689205
 #Porcentaje del error absoluto medio
ValMAE(modelcis, y=(cisup$`IVF5 anual`))
$pmae
            Modelo 1
Observacion 1 24.61018
# K-fold cross-validation prediction error
>     modelcis<-glm(ycis ~ -1 + xcis, data=cisup)
> cv_error <- cv.glm(cisup, modelcis)
> cv_error$delta
[1] 0.0001011317 0.0001011317
```



Cipres estrato inferior

```
> ciinf<-subset(ci,ES=="inf")
> xcii<-ciinf$AF
> ycii<-ciinf$`IVF5 anual`
> modelcii<-lm(ycii~-1+xcii,data=ciinf)
> summary(modelcii)
Call:lm(formula = ycii ~ -1 + xcii, data = ciinf)
Residuals:
       Min         1Q     Median         3Q        Max
-0.0016213 -0.0008372 -0.0002585  0.0003127  0.0019749
Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xcii 1.174e-04  1.311e-05   8.953 1.93e-05 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.001189 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9092, Adjusted R-squared:  0.8979
F-statistic: 80.15 on 1 and 8 DF,  p-value: 1.926e-05
  > AIC(modelcii)
[1] -92.74416
> ciinf$fitted.modelcii<- fitted(modelcii)
> ciinf$residuals.modelcii<- residuals(modelcii)
> ciinf$rstudent.modelcii <- rstudent(modelcii)
#normalidad
> ks.test(ciinf$rstudent.modelcii, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  ciinf$rstudent.modelcii
D = 0.16849, p-value = 0.9249
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelacion
> dwtest(modelcii, alternative = "two.sided", data = ciinf)
        Durbin-Watson test
data:  modelcii
DW = 1.8597, p-value = 0.9115
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
> residuos <- rstandard(modelcii)
> valores.ajustados <- fitted(modelcii)
```



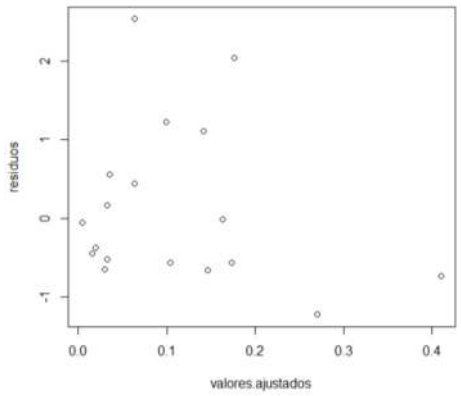
```
> plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
> ivf.sim<- 1.174e-04 *xcii
>  modelcii<-data.frame(ivf.sim)
>  ValEF(modelcii, y=(ciinf$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
               Modelo 1
Observacion 1 0.7495327
#Porcentaje del error absoluto medio
> ValMAE(modelcii, y=(ciinf$`IVF5 anual`))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 30.09836
# K-fold cross-validation prediction error
>     modelcis<-glm(ycii ~ -1 + xcii, data=ciinf)
>  cv_error <- cv.glm(ciinf, modelcii)
>  cv_error$delta
[1] 0.0001011317 0.0001011317
```

Ciprés segmentado

```
> xci<-ci$AF
> yci<-ci$`IVF5 anual`
> my.lm <- lm(yci ~-1+ xci, data = ci)
>  summary(my.lm)
Call: lm(formula = yci ~ -1 + xci, data = ci)
Residuals:
       Min         1Q     Median         3Q        Max
-0.0058644 -0.0018761 -0.0008092  0.0016381  0.0086442
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xci 1.522e-04  9.596e-06   15.86 2.06e-12 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.003393 on 19 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9297, Adjusted R-squared:  0.9261
F-statistic: 251.5 on 1 and 19 DF,  p-value: 2.062e-12
#Uso la libreria segmented de R
library(segmented)
#calculo los puntos de inflexión
my.seg <- segmented(my.lm,
+                     seg.Z = ~ xci, )
Warning message:
No breakpoint estimated
NO HAY PUNTO DE INFLEXIÓN
```

Coihue con todos los datos (sin dividir por estrato)

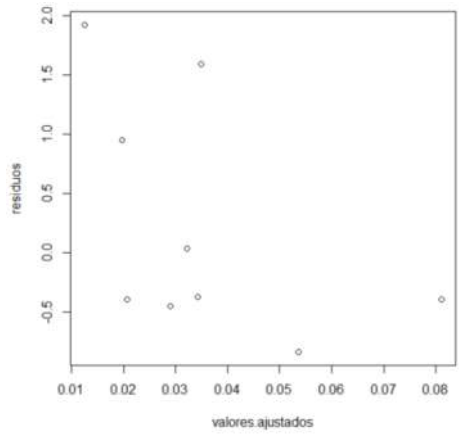
```
modelco<-lm(IVF5co~-1+AFco,data=coihue)
> summary(modelco)
Call: lm(formula = IVF5co ~ -1 + AFco, data = coihue)
Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.005829 -0.002932 -0.001146  0.002769  0.013246
Coefficients:
     Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
AFco 2.64e-04   1.09e-05   24.22 1.29e-14 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.005251 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9718, Adjusted R-squared:  0.9702
F-statistic: 586.5 on 1 and 17 DF,  p-value: 1.286e-14
AIC(modelco)
[1] -134
#residuos
coihue$fitted.modelco<- fitted(modelco)
 coihue$residuals.modelco<- residuals(modelco)
 coihue$rstudent.modelco <- rstudent(modelco)
#normalidad
 ks.test(coihue$rstudent.modelco, "pnorm")
One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihue$rstudent.modelco
D = 0.17894, p-value = 0.5524
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelación
dwtest(modelco, alternative = "two.sided", data = coihue)
                Durbin-Watson test
data:  modelco
DW = 1.9802, p-value = 0.9797
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
residuos <- rstandard(modelco)
 valores.ajustados <- fitted(modelco)
 plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
```



```
> ivf.sim<- 0.000264  *xco
> my.lm<-data.frame(ivf.sim)
> valEF(my.lm, y=(co$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9360555
# K-fold cross-validation prediction error
> modelco<-glm(yco~ -1 + xco, data=co)
> cv_error <- cv.glm(co, modelco)
> cv_error$delta
[1] 0.0008207231 0.0008207231
#Porcentaje del error absoluto medio
> ivf.sim<- 0.000264  *xco
> modelco<-data.frame(ivf.sim)
> valMAE(modelco, y=(co$`IVF5 anual`))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 17.24123
```

Coihue estrato superior

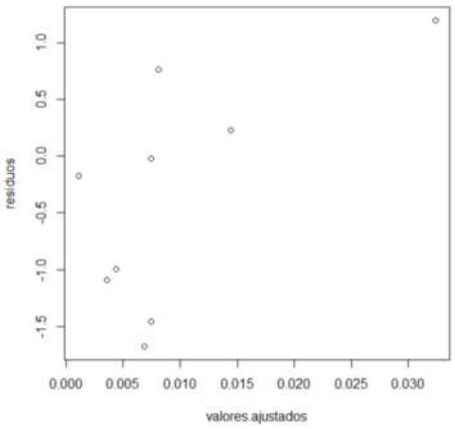
```
> cosup<-subset(co,ES=="sup")
> coinf<-subset(co,ES=="inf")
> xcos<-cosup$AF
> ycos<-cosup$`IVF5 anual`
> modelcos<-lm(ycos~-1+xcos,data=cosup)
> summary(modelcos)
Call: lm(formula = ycos ~ -1 + xcos, data = cosup)
Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.005241 -0.002726 -0.002057  0.006564  0.013384
Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xcos 2.611e-04  1.507e-05   17.33 1.25e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.006993 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.974,  Adjusted R-squared:  0.9708
F-statistic: 300.2 on 1 and 8 DF,  p-value: 1.254e-07
> AIC(modelcos)
[1] -60.85023
#residuos
> cosup$fitted.modelcos<- fitted(modelcos)
> cosup$residuals.modelcos<- residuals(modelcos)
> cosup$rstudent.modelcos <- rstudent(modelcos)
ks.test(cosup$rstudent.modelcos, "pnorm")
One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cosup$rstudent.modelcos
D = 0.2238, p-value = 0.6794
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelación
> dwtest(modelcos, alternative = "two.sided", data = cosup)
        Durbin-Watson test
data:  modelcos
DW = 1.924, p-value = 0.9885
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
> residuos <- rstandard(modelcos)
> valores.ajustados <- fitted(modelcos)
> plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
>  ivf.sim<- 0.0002612 *xcos
> modelcos<-data.frame(ivf.sim)
> valEF(modelcos, y=(cosup$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8573536
#Porcentaje del error absoluto medio
> valMAE(modelcos, y=(cosup$`IVF5 anual`))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 13.96834
# K-fold cross-validation prediction error
>      modelcos<-glm(ycos ~ -1 + xcos, data=cosup)
> cv_error <- cv.glm(cosup, modelcos)
> cv_error$delta
[1] 0.0006919568 0.0006919568
```



Coihue estrato inferior

```
> xcoi<-coinf$AF
> ycoi<-coinf$`IVF5 anual`
> modelcoi<-lm(ycoi~-1+xcoi,data=coinf)
> summary(modelcoi)
Call:lm(formula = ycoi ~ -1 + xcoi, data = coinf)
```

```
Residuals:
       Min         1Q     Median         3Q        Max
-0.0042423 -0.0027884 -0.0004418  0.0005481  0.0019271
Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xcoi 3.009e-04  1.989e-05   15.13 3.61e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.002571 on 8 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9662, Adjusted R-squared:  0.962
F-statistic: 228.9 on 1 and 8 DF,  p-value: 3.606e-07
> AIC(modelcoi)
[1] -78.8602
#residuos
> coinf$fitted.modelcoi<- fitted(modelcoi)
> coinf$residuals.modelcoi<- residuals(modelcoi)
> coinf$rstudent.modelcoi <- rstudent(modelcoi)
#normalidad
> ks.test(coinf$rstudent.modelcoi, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coinf$rstudent.modelcoi
D = 0.28357, p-value = 0.3904
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelación
> dwtest(modelcoi, alternative = "two.sided", data = coinf)
        Durbin-Watson test
data:  modelcoi
DW = 1.0764, p-value = 0.1544
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
> residuos <- rstandard(modelcoi)
> valores.ajustados <- fitted(modelcoi)
> plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
>  ivf.sim<- 0.000301 *xcoi
> modelcoi<-data.frame(ivf.sim)
> ValEF(modelcoi, y=(coinf$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
                 Modelo 1
Observacion 1 0.9425556
#Porcentaje del error absoluto medio
> ValMAE(modelcoi, y=(coinf$`IVF5 anual`))
$pmae
                Modelo 1
Observacion 1 23.51721
# K-fold cross-validation prediction error
>      modelcoi<-glm(ycoi ~ -1 + xcoi, data=coinf)
> cv_error <- cv.glm(coinf, modelcoi)
> cv_error$delta
[1] 0.0001807223 0.0001807223
```



Coihue segmentado

#estimo el modelo lineal con todos los datos, ya que se que no tiene que llevar intercepto

```
xco=AF;yco=IVF% anual
> my.lm <- lm(yco ~-1+ xco, data = co)
> summary(my.lm)
Call: lm(formula = yco ~ -1 + xco, data = co)
Residuals:
      Min        1Q    Median        3Q       Max
-0.005829 -0.002932 -0.001146  0.002769  0.013246
Coefficients:
    Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xco 2.64e-04   1.09e-05   24.22 1.29e-14 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.005251 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9718, Adjusted R-squared:  0.9702
F-statistic: 586.5 on 1 and 17 DF,  p-value: 1.286e-14
```

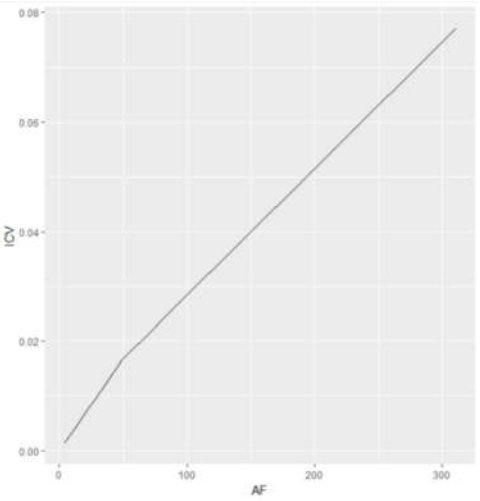
#Uso la libreria segmented de R

```
library(segmented)
```

#calculo los puntos de inflección

```
> my.seg <- segmented(my.lm, seg.Z = ~ xco, )
> summary(my.seg)
         ***Regression Model with Segmented Relationship(s)***
Call: segmented.lm(obj = my.lm, seg.Z = ~xco)
Estimated Break-Point(s):
            Est. St.Err
psi1.xco 48.136 36.598
Meaningful coefficients of the linear terms:
         Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
xco     3.400e-04  5.808e-05   5.855 3.17e-05 ***
U1.xco -1.082e-04  6.285e-05  -1.721       NA
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

```
Residual standard error: 0.005013 on 15 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9773,  Adjusted R-squared: 0.9728
Convergence attained in 1 iter. (rel. change 9.3364e-07)
```
#estimo las pendientes
```
> slope(my.seg)
$xco
            Est.    St.Err. t value  CI(95%).l  CI(95%).u
slope1 0.00034003 5.8077e-05  5.8549 0.00021624 0.00046382
slope2 0.00023185 2.4027e-05  9.6497 0.00018064 0.00028306
```
Datos estimados
```
> my.fitted <- fitted(my.seg)
> my.model <- data.frame(AF = co$AF, ICV = my.fitted)
```
grafico
```
> # plot the fitted model
> ggplot(my.model, aes(x = AF, y = ICV)) + geom_line()
AIC(my.seg)
[1] -134.8489
co$fitted.my.seg<- fitted(my.seg)
> co$residuals.my.seg<- residuals(my.seg)
> co$rstudent.my.seg <- rstudent(my.seg)
```
#normalidad
```
> ks.test(co$rstudent.my.seg, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  co$rstudent.my.seg
D = 0.21196, p-value = 0.3441
alternative hypothesis: two-sided
```
#autocorrelación
```
> dwtest(my.seg, alternative = "two.sided", data = co)
        Durbin-Watson test
data:  my.seg
DW = 1.8098, p-value = 0.5674
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
```
#Homogeneidad
```
> bptest(my.seg, studentize = FALSE, data = co)
        Breusch-Pagan test
data:  my.seg
BP = 0.54468, df = 2, p-value = 0.7616
```
#Defino en la base de datos los intervalos
```
AFme48<-subset(co, AF<48.136)
AFma48<-subset(co, AF>48.136)
```
#eficiencia
```
> ivf.sim1<- 0.00034003  *AFme48$AF
> ivf.sim2<- 0.00023185 *AFma48$AF
> my.seg1<-data.frame(ivf.sim1)
> my.seg2<-data.frame(ivf.sim2)
> ValEF(my.seg1, y=(AFme48$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.6042096
> ValEF(my.seg2, y=(AFma48$`IVF5 anual`))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.7603835
```
#Porcentaje del error absoluto medio
```
> ivf.sim1<- 0.00034003  *AFme48$AF
> ivf.sim2<- 0.00023185 *AFma48$AF
> my.seg1<-data.frame(ivf.sim1)
> my.seg2<-data.frame(ivf.sim2)
> ValMAE(my.seg1, y=(AFme48$`IVF5 anual`))
$pmae
               Modelo 1
Observacion 1  47.3923
> ValMAE(my.seg2, y=(AFma48$`IVF5 anual`))
$pmae
               Modelo 1
Observacion 1 16.58385
```
K-fold cross-validation prediction error
```
> modelco<-glm(AFma48$`IVF5 anual` ~ -1 + AFma48$AF, data=AFma48)
> cv_error <- cv.glm(AFma48, modelco)
> cv_error$delta
[1] 0.0006363649 0.0006363649
> modelco<-glm(AFme48$`IVF5 anual` ~ -1 + AFme48$AF, data=AFme48)
> cv_error <- cv.glm(AFme48, modelco)
> cv_error$delta
[1] 3.369304e-05 3.369304e-05
```



Capítulo 2. Análisis de correlación de Pearson del incremento en volumen individual

Variables probadas: área de copa, razón de copa viva (live crown ratio), DAP, altura total (HT), altura a la base de la copa viva (HICV), largo de copa, área de albura al pecho, área de albura en la base de la copa viva (ICV), área foliar, área potencial aprovechable (APA) y área basal (AB).

Coeficientes de correlación

SP = cipres
Correlación de Pearson

Variable(1)	Variable(2)	n	Pearson	p-valor
IVF5 anual	Area de copa (m2)	20	0,87	<0,0001
IVF5 anual	Live crown ratio	20	0,14	0,5427
IVF5 anual	DAP actual	20	0,88	<0,0001
IVF5 anual	HT (volteado)	20	0,78	<0,0001
IVF5 anual	HICV (volteado)	20	0,13	0,5934
IVF5 anual	Largo copa (m)	20	0,83	<0,0001
IVF5 anual	Area albura 1,3 m (cm2)	20	0,94	<0,0001
IVF5 anual	Area albura ICV (cm2)	20	0,94	<0,0001
IVF5 anual	AF	20	0,91	<0,0001
IVF5 anual	APA	8	0,42	0,3033
IVF5 anual	AB	20	0,89	<0,0001

SP = coihue
Correlación de Pearson

Variable(1)	Variable(2)	n	Pearson	p-valor
IVF5 anual	Area de copa (m2)	17	0,58	0,0151
IVF5 anual	Live crown ratio	17	-0,09	0,7192
IVF5 anual	DAP actual	18	0,76	0,0002
IVF5 anual	HT (volteado)	18	0,73	0,0006
IVF5 anual	HICV (volteado)	18	0,35	0,1562
IVF5 anual	Largo copa (m)	18	0,70	0,0011
IVF5 anual	Area albura 1,3 m (cm2)	18	0,91	<0,0001
IVF5 anual	Area albura ICV (cm2)	18	0,86	<0,0001
IVF5 anual	AF	18	0,97	<0,0001
IVF5 anual	APA	10	0,27	0,4544
IVF5 anual	AB	18	0,67	0,0025

Capítulo 2. Modelos de incremento corriente en volumen en relación a otras variables correlacionadas

Las variables probadas corresponden a las que resultaron correlacionadas con el incremento en volumen que se presentaron en la página anterior.

Ciprés

Análisis de regresión lineal

SP	Variable	N	R²	R² Aj	ECMP	AIC	BIC
cipres	IVF5 anual	20	0,89	0,88	1,1E-05	-173,30	-170,31

Selección Stepwise.
Máximo p-valor para entrar: 0,15
Máximo p-valor para retener: 0,05
Número original de regresoras: 6,regresoras retenidas en el modelo 1

Coeficientes de regresión y estadísticos asociados

Coef	Est.	E.E.	LI(95%)	LS(95%)	T	p-valor	CpMallows	VIF
const	-1,7E-03	1,1E-03	-4,1E-03	7,1E-04	-1,48	0,1565		
Area albura 1,3 m (cm2)	4,7E-05	4,0E-06	3,9E-05	5,6E-05	11,90	<0,0001	141,57	1,00

Error cuadrático medio: 0,000008

Dado que el intercepto es no significativo se sacó del modelo

Análisis de regresión lineal

SP	Variable	N	R²	R² Aj	ECMP	AIC	BIC
cipres	IVF5 anual	20	0,95	0,94	1,1E-05	-173,01	-171,02

Coeficientes de regresión y estadísticos asociados

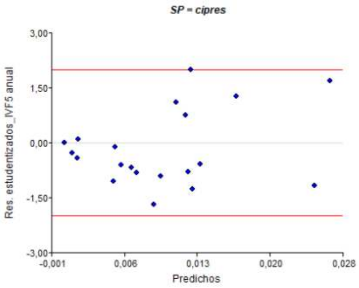
Coef	Est.	E.E.	LI(95%)	LS(95%)	T	p-valor	CpMallows	VIF
Area albura 1,3 m (cm2)	4,2E-05	2,3E-06	3,8E-05	4,7E-05	18,26	<0,0001	332,45	1,00

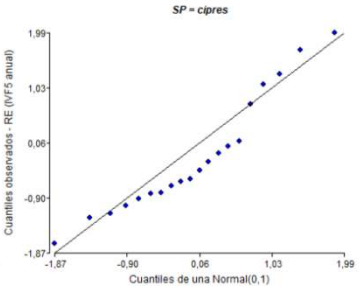
Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,9E-03	1	2,9E-03	333,45	<0,0001
Area albura 1,3 m (cm2)	2,9E-03	1	2,9E-03	333,45	<0,0001
Error	1,7E-04	19	8,8E-06		
Total	3,1E-03	20			

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	2,9E-03	1	2,9E-03	333,45	<0,0001
Area albura 1,3 m (cm2)	2,9E-03	1	2,9E-03	333,45	<0,0001
Error	1,7E-04	19	8,8E-06		
Total	3,1E-03	20			





Shapiro-Wilks (modificado)

SP	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
cipres	RE IVF5 anual	20	-0,18	1,03	0,90	0,1147

Cumple normalidad

Coihue

Análisis de regresión lineal

SP	Variable	N	R^2	R^2 Aj	ECMP	AIC	BIC
coihue	IVF5 anual	18	0,96	0,96	2,6E-05	-139,61	-136,05

Selección Stepwise.
Máximo p-valor para entrar: 0,15
Máximo p-valor para retener: 0,05
Número original de regresoras: 6,regresoras retenidas en el modelo 2

Coeficientes de regresión y estadísticos asociados

Coef	Est.	E.E.	LI(95%)	LS(95%)	T	p-valor	CpMallows	VIF
const	-0,01	4,0E-03	-0,02	-5,2E-04	-2,26	0,0389		
AF	2,2E-04	1,7E-05	1,9E-04	2,6E-04	12,79	<0,0001	164,51	1,67
HT (volteado)	7,2E-04	2,5E-04	1,9E-04	1,2E-03	2,88	0,0115	9,28	1,67

Error cuadrático medio: 0,000019

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

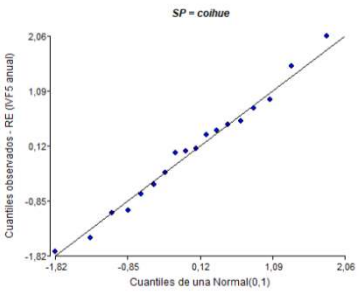
F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,01	2	3,5E-03	182,55	<0,0001
HT (volteado)	3,9E-03	1	3,9E-03	201,59	<0,0001
AF	3,2E-03	1	3,2E-03	163,51	<0,0001
Error	2,9E-04	15	1,9E-05		
Total	0,01	17			

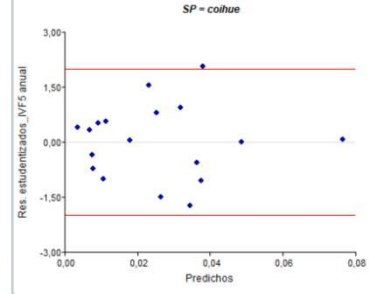
Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,01	2	3,5E-03	182,55	<0,0001
HT (volteado)	1,6E-04	1	1,6E-04	8,28	0,0115
AF	3,2E-03	1	3,2E-03	163,51	<0,0001
Error	2,9E-04	15	1,9E-05		
Total	0,01	17			

Shapiro-Wilks (modificado)

SP	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
coihue	RE IVF5 anual	18	0,01	1,01	0,97	0,8987

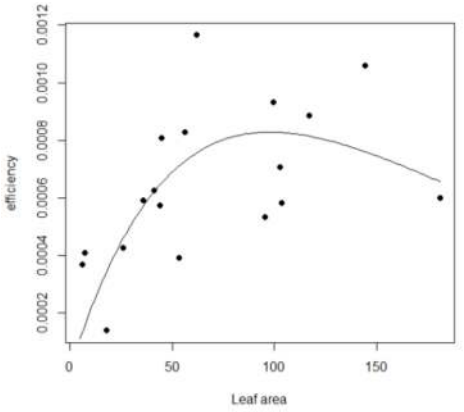




Modelo de Ricker ajustado con R: Eficiencia = a*área foliar*exp(-b*área foliar)+c

Ciprés

```
mnl <- nls(efci~a*afci*exp(-b*afci)+c, data=cipres, start=list(a=2, b=0.001, c=1))
> summary(mnl)
Formula: efci ~ a * afci * exp(-b * afci) + c
Parameters:
   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 1.494e-05  7.649e-06   1.953  0.06969 .
b 8.965e-03  2.868e-03   3.126  0.00694 **
c 1.938e-04  1.666e-04   1.163  0.26287
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.0002134 on 15 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 6
Achieved convergence tolerance: 3.835e-06
  (2 observations deleted due to missingness)
#saco el parametron c porque es no siginificativo
> mnl <- nls(efci~a*afci*exp(-b*afci), data=cipres, start=list(a=2, b=0.001))
> summary(mnl)
Formula: efci ~ a * afci * exp(-b * afci)
Parameters:
   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 2.294e-05  4.097e-06   5.598 4.00e-05 ***
b 1.019e-02  1.888e-03   5.394 5.97e-05 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.0002156 on 16 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 7
Achieved convergence tolerance: 6.565e-07
  (2 observations deleted due to missingness)
#grafico
> x=afci
> plot(x=afci,y=efci, xlab="Leaf area", ylab= "efficiency", pch=16)
>  p <- coef(mnl)
>   curve( p['a']*x*exp(-p['b'] * x), col=1, add=TRUE, lty=1, lwd=1)
```

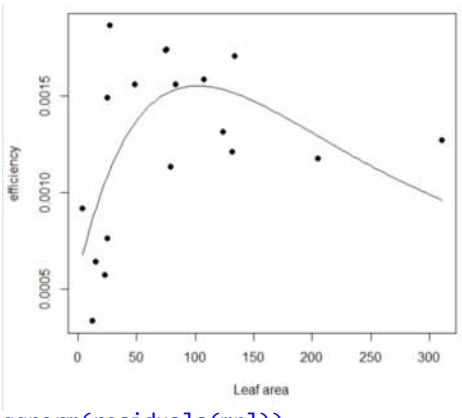



```
> qqnorm(residuals(mnl))
> qqline(residuals(mnl))
>  shapiro.test(residuals(mnl))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(mnl)
W = 0.97839, p-value = 0.9319
```

Coihue

```
> mnl <- nls(efco~a*afco*exp(-b*afco)+c, data=coihue, start=list(a=2, b=0.001, c=1))
> summary(mnl)
Formula: efco ~ a * afco * exp(-b * afco) + c
Parameters:
   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 2.585e-05  1.094e-05   2.362 0.032119 *
b 9.809e-03  2.392e-03   4.102 0.000943 ***
c 5.826e-04  2.312e-04   2.520 0.023553 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.0003698 on 15 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 4.813e-06
#grafico
> x<-afco
>  plot(x=afco,y=efco, xlab="Leaf area", ylab= "efficiency", pch=16)
```

```
>  p <- coef(mnl)
>  curve( p['a']*x*exp(-p['b'] * x) + p['c'], col=1, add=TRUE, lty=1, lwd=1)
```




```
qqnorm(residuals(mnl))
> qqline(residuals(mnl))
>  shapiro.test(residuals(mnl))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(mnl)
W = 0.95208, p-value = 0.4585
```

```
> H10ci<-cipres$`Altura hace 10 años`
> DAP10ci<-cipres$`DAP hace 10 años`
> H10co<-coihue$`Altura hace 10 años`
> DAP10co<-coihue$`DAP hace 10 años`
```

Coihue

```
> modelco<-lm(H10co~I(DAP10co)+I(DAP10co^2),data=coihue)
> summary(modelco)
Call: lm(formula = H10co ~ I(DAP10co) + I(DAP10co^2), data = coihue)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4.4018 -1.2789 -0.3364  1.2482  3.1359
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   0.407153   1.407888   0.289    0.776
I(DAP10co)    1.255313   0.143415   8.753 2.80e-07 ***
I(DAP10co^2) -0.017744   0.003021  -5.874 3.06e-05 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.1 on 15 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9073, Adjusted R-squared:  0.8949
F-statistic: 73.39 on 2 and 15 DF,  p-value: 1.794e-08
```

“saco el intercepto porque es no significativo

```
> modelco<-lm(H10co~-1+I(DAP10co)+I(DAP10co^2),data=coihue)
> summary(modelco)
Call: lm(formula = H10co ~ -1 + I(DAP10co) + I(DAP10co^2), data = coihue)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-4.4212 -1.1881 -0.2768  1.4888  3.0962
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
I(DAP10co)    1.292223   0.063509  20.347 7.34e-13 ***
I(DAP10co^2) -0.018411   0.001893  -9.724 4.05e-08 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.039 on 16 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9857, Adjusted R-squared:  0.9839
F-statistic: 551.8 on 2 and 16 DF,  p-value: 1.74e-15
> AIC(modelco)
[1] 80.61506
> coihue$fitted.modelco<- fitted(modelco)
> coihue$residuals.modelco<- residuals(modelco)
> coihue$rstudent.modelco <- rstudent(modelco)
```

#normalidad

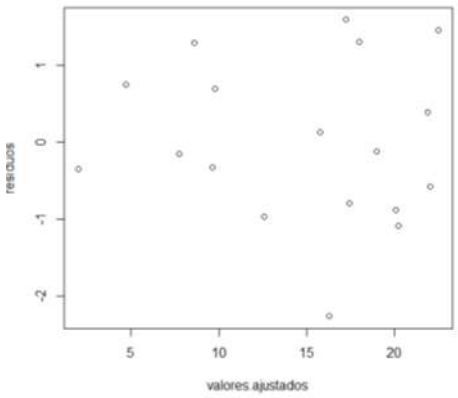
```
> ks.test(coihue$rstudent.modelco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coihue$rstudent.modelco
D = 0.1293, p-value = 0.8873
alternative hypothesis: two-sided
```

#autocorrelación

```
> dwtest(modelco, alternative = "two.sided", data = coihue)
        Durbin-Watson test
data:  modelco
DW = 1.6276, p-value = 0.3997
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
```

#residuos

```
residuos <- rstandard(modelco)
 valores.ajustados <- fitted(modelco)
 plot(valores.ajustados, residuos)
```



#eficiencia

```
> h.sim<-1.292223     *(DAP10co) -0.018411    * (DAP10co^2)
> modelco<-data.frame(h.sim)
> ValEF(modelco, y=(coihue$`Altura hace 10 años`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.9067592
```

#Porcentaje del error absoluto medio

```
> ValMAE(modelco, y=(coihue$`Altura hace 10 años`))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1  10.7089
```

K-fold cross-validation prediction error

```
 modelco<-glm(H10co~-1+I(DAP10co)+I(DAP10co^2), data=coihue)
 cv_error <- cv.glm(coihue, modelco)
 cv_error$delta
[1] 77.08415 77.08415
```

Ciprés

```
modelci<-lm(H10ci~I(DAP10ci)+I(DAP10ci^2),data=cipres)
```

```
> summary(modelci)
Call:lm(formula = H10ci ~ I(DAP10ci) + I(DAP10ci^2), data = cipres)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-2.9250 -0.9922  0.2536  0.9206  3.0560
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   1.957633   2.256291   0.868 0.397678
I(DAP10ci)    0.889284   0.197366   4.506 0.000312 ***
I(DAP10ci^2) -0.010226   0.003802  -2.689 0.015517 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.802 on 17 degrees of freedom
Multiple R-squared:   0.86,  Adjusted R-squared:  0.8435
F-statistic: 52.22 on 2 and 17 DF,  p-value: 5.52e-08
```

“saco el intercepto porque es no significativo

```
> modelci<-lm(H10ci~-1+I(DAP10ci)+I(DAP10ci^2),data=cipres)
> summary(modelci)
Call: lm(formula = H10ci ~ -1 + I(DAP10ci) + I(DAP10ci^2), data = cipres)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.2260 -1.1472  0.4506  1.0424  2.8969
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
I(DAP10ci)    1.053179   0.056795  18.544 3.54e-13 ***
I(DAP10ci^2) -0.013184   0.001672  -7.886 3.01e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.789 on 18 degrees of freedom
Multiple R-squared:   0.99,  Adjusted R-squared:  0.9889
F-statistic:   894 on 2 and 18 DF,  p-value: < 2.2e-16
 AIC(modelci)
[1] 83.91862
cipres$fitted.modelci<- fitted(modelci)
> cipres$residuals.modelci<- residuals(modelci)
> cipres$rstudent.modelci <- rstudent(modelci)
```

#normalidad

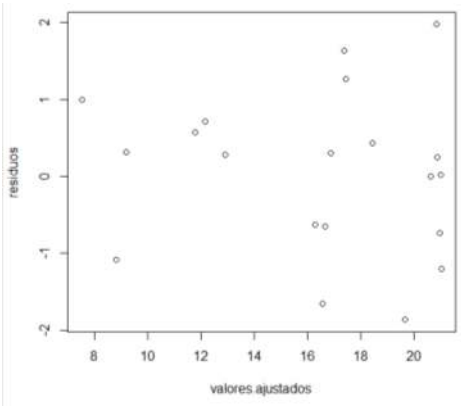
```
> ks.test(cipres$rstudent.modelci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  cipres$rstudent.modelci
D = 0.14772, p-value = 0.7216
alternative hypothesis: two-sided
```

#autocorrelación

```
> dwtest(modelci, alternative = "two.sided", data = cipres)
        Durbin-Watson test
data:  modelci
DW = 1.4758, p-value = 0.2143
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
```

#residuos

```
residuos <- rstandard(modelci)
> valores.ajustados <- fitted(modelci)
> plot(valores.ajustados, residuos)
```



#eficiencia

```
> h.sim<-1.053179     *(DAP10ci) -0.013184 * (DAP10ci^2)
> modelci<-data.frame(h.sim)
> ValEF(modelci, y=(cipres$`Altura hace 10 años`))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8538076
```

#Porcentaje del error absoluto medio

```
> ValMAE(modelci, y=(cipres$`Altura hace 10 años`))
$pmae
              Modelo 1
Observacion 1 8.489137
```

K-fold cross-validation prediction error

```
modelci<-glm(H10ci~-1+I(DAP10ci)+I(DAP10ci^2), data=cipres)
> cv_error <- cv.glm(cipres, modelci)
> cv_error$delta
[1] 38.57784 38.57784
```

Capítulo 3. Modelos finales altura-DAP actuales

Se probaron modelos cuadrático, logarítmico, de Michelis (HT ~ a +(b * DAP / (c + DAP)) y Prodan (H~ 1.3+DAP^2/(a + b*DAP+ c*DAP^2)). Se presentan los mejores modelos por parcela (mejores estadísticos y cumplimiento de supuestos).

LA-E-01

Ciprés:

```
>  parabel<-lm(HTci~ -1+DAPci + I(DAPci^2), data=ciLAE01)
>  summary(parabel)
Call: lm(formula = HTci ~ -1 + DAPci + I(DAPci^2), data = ciLAE01)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-8.0999 -2.1274  0.2765  1.8132  5.5376
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
DAPci       1.163726   0.076960  15.121  < 2e-16 ***
I(DAPci^2) -0.015437   0.002753  -5.608 7.94e-07 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.981 on 52 degrees of freedom
  (1 observation deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9734, Adjusted R-squared:  0.9723
F-statistic: 950.4 on 2 and 52 DF,  p-value: < 2.2e-16
> AIC(parabel,k=2)
[1] 275.1604
> ciLAE01$fitted.parabel<- fitted(parabel)
>  ciLAE01$residuals.parabel <- residuals(parabel)
>  ciLAE01$rstudent.parabel <- rstudent(parabel)
#normalidad
> ks.test(ciLAE01$rstudent.parabel, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  ciLAE01sin88$rstudent.parabel
D = 0.10217, p-value = 0.5899
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(parabel, studentize = FALSE, data = ciLAE01)
        Breusch-Pagan test
data:  parabel
BP = 1.7305, df = 1, p-value = 0.1883
#autocorrelación
> dwtest(parabel, alternative = "two.sided", data = ciLAE01)
        Durbin-Watson test
data:  parabel
DW = 1.5458, p-value = 0.09122
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> outlierTest(parabel)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
    rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
10 -2.960755          0.0046485      0.25102
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> parabel<-glm(HTci~-1 + DAPci + I(DAPci^2), data=ciLAE01)
> cv_error <- cv.glm(data = ciLAE01, glmfit = parabel)
> cv_error$delta
[1] 48.27659 34.78307
#Eficiencia
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 1.163726 *DAPci-0.015437   *DAPci^2
>   parabel<-data.frame(ht.sim)
>  ValEF(parabel, y=(ciLAE01$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.7001255
```

Coihue

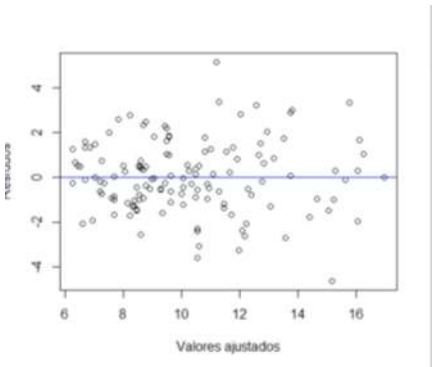
```
> parabel<-lm(HTco~ -1+DAPco + I(DAPco^2), data=coLAE01)
> summary(parabel)
Call: lm(formula = HTco ~ -1 + DAPco + I(DAPco^2), data = coLAE01)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-8.9210 -0.9205  0.4548  2.1653  6.8648
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
DAPco       0.980671   0.095238  10.297 2.61e-07 ***
I(DAPco^2) -0.008678   0.001583  -5.484  0.00014 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 4.207 on 12 degrees of freedom
```

```
Multiple R-squared:  0.9754, Adjusted R-squared:  0.9713
F-statistic: 237.7 on 2 and 12 DF,  p-value: 2.225e-10
> AIC(parabel)
[1] 83.80393
> coLAE01$fitted.parabel<- fitted(parabel)
> coLAE01$residuals.parabel <- residuals(parabel)
> coLAE01$rstudent.parabel <- rstudent(parabel)
> ks.test(coLAE01$rstudent.parabel, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coLAE01$rstudent.parabel
D = 0.22576, p-value = 0.4123
alternative hypothesis: two-sided
> #paquete Imtest
> bptest(parabel, studentize = FALSE, data = coLAE01)
        Breusch-Pagan test
data:  parabel
BP = 0.053085, df = 1, p-value = 0.8178
> dwtest(parabel, alternative = "two.sided", data = coLAE01)
        Durbin-Watson test
data:  parabel
DW = 1.703, p-value = 0.4992
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
> #paquete car
> outlierTest(parabel)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
   rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
9 -2.777357           0.017989      0.25184
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> parabel<-glm(HTco~ DAPco + I(DAPco^2), data=coLAE01)
> cv_error <- cv.glm(data = coLAE01, glmfit = parabel)
> cv_error$delta
[1] 60.68783 60.68783
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 0.980671    *DAPco-0.008678     *DAPco^2
> parabel1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(parabel1, y=(coLAE01$HT))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.5955774
```

LA-E-02

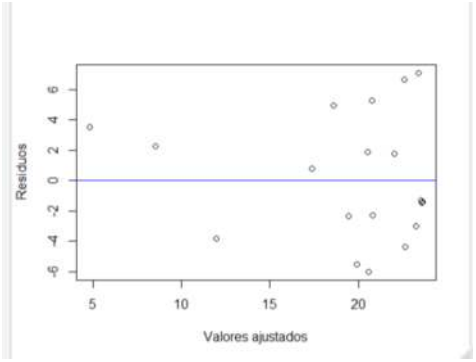
Ciprés:

```
> prodan<-nls( HTci ~  1.3+DAPci^2/( b*DAPci+ c*DAPci^2), data=ciLAE02, start=list(  b=5,
c=1))
>  summary(prodan)
Formula: HTci ~ 1.3 + DAPci^2/(b * DAPci + c * DAPci^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b 0.910292   0.052211  17.435  < 2e-16 ***
c 0.023186   0.004051   5.724 6.52e-08 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.586 on 134 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 3.102e-07
> AIC(prodan,k=2)
[1] 515.3029
> n <- length(DAPci)
> SS_total <- (n-1)*var(HTci)
> SS_residual <- deviance(prodan)
> R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
> R_cuadrado
[1] 0.731304
#normalidad
> qqnorm(residuals(prodan))
> qqline(residuals(prodan))
> shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.99391, p-value = 0.8334
#residuos
> plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+      xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
#Eficiencia
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 1.3 + DAPci^2/( 0.910292       * DAPci + 0.023186       * DAPci^2)
>  prodan<-data.frame(ht.sim)
>  ValEF(prodan, y=(ciLAE02$HT))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.731304
```



Coihue

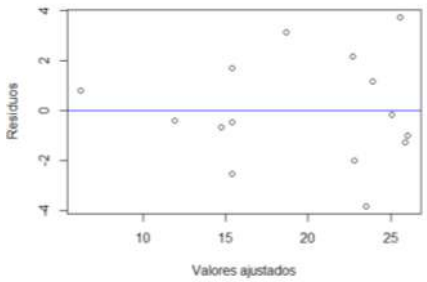
```
> prodan<-nls( HTco ~  1.3+DAPco^2/(a + b*DAPco+ c*DAPco^2), data=coLAE02, start=list( a=2,
b=5, c=1))
>   summary(prodan)
Formula: HTco ~ 1.3 + DAPco^2/(a + b * DAPco + c * DAPco^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 51.71420   21.75036   2.378 0.030234 *
b -2.93629    1.30769  -2.245 0.039224 *
c  0.08641    0.01871   4.618 0.000285 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 4.304 on 16 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 1.151e-06
>  AIC(prodan,k=3)
[1] 118.12
>  n <- length(DAPco)
> SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>  SS_residual <- deviance(prodan)
>  R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>  R_cuadrado
[1] 0.5838103
>  qqnorm(residuals(prodan))
>  qqline(residuals(prodan))
>  shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.95219, p-value = 0.4302
>  plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+       xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
 library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>  ht.sim<- 1.3 + DAPco^2/(51.71420   -2.93629    * DAPco +0.08641         * DAPco^2)
>   prodan1<-data.frame(ht.sim)
>   ValEF(prodan1, y=(coLAE02$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.5838102
```



LM-E-01

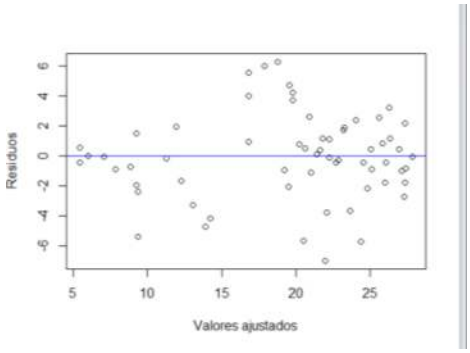
Ciprés

```
> prodan<-nls( HTci ~  1.3+DAPci^2/( a+c*DAPci^2), data=ciLME01, start=list( a=1, c=1))
> summary(prodan)
Formula: HTci ~ 1.3 + DAPci^2/(a + c * DAPci^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 9.361807   1.478271   6.333 2.60e-05 ***
c 0.038289   0.001752  21.855 1.24e-11 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.18 on 13 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 5.017e-07
> AIC(prodan)
[1] 69.8079
> n <- length(DAPci)
>  SS_total <- (n-1)*var(HTci)
>  SS_residual <- deviance(prodan)
>  R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>  R_cuadrado
[1] 0.8916336
> qqnorm(residuals(prodan))
> qqline(residuals(prodan))
#normalidad
> shapiro.test(residuals(prodan))
                    Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.98339, p-value = 0.9875
#residuos
> plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+       xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
# Eficiencia
library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 1.3 + DAPci^2/(9. 361807 + 0. 038289      * DAPci^2)
>  prodan1<-data.frame(ht.sim)
>  ValEF(prodan1, y=(ciLME01$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8912813
```



Coihue

```
>  prodan<-nls( HTco ~  1.3+DAPco^2/(a + c*DAPco^2), data=coLME01,start=list( a=2, c=1))
>    summary(prodan)
Formula: HTco ~ 1.3 + DAPco^2/(a + c * DAPco^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 6.193415   0.620316   9.984 1.59e-14 ***
c 0.035768   0.001178  30.366  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2.823 on 62 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 3.987e-07
> AIC(prodan,k=2)
[1] 318.4305
>   n <- length(DAPco)
>  SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>   SS_residual <- deviance(prodan)
>   R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>   R_cuadrado
[1] 0.8615099
>   qqnorm(residuals(prodan))
>   qqline(residuals(prodan))
>   shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.98211, p-value = 0.4794
>   plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+        xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>   abline(a=0,b=0,col="blue")
library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>   ht.sim<- 1.3 + DAPco^2/(6.193415      +0.035768           * DAPco^2)
>    prodan1<-data.frame(ht.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(coLME01$HT))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.8615099
```



LM-E-02

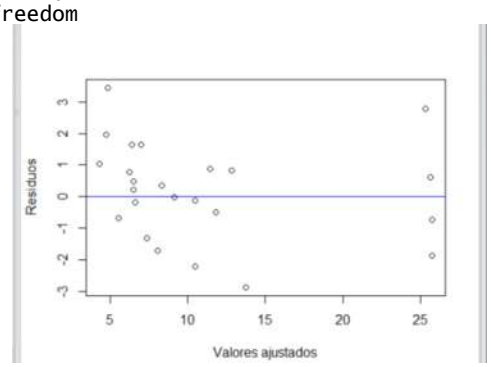
Ciprés

```
> logDAPci<-log(DAPci)
> logaritmica<-lm(HTci~logDAPci, data=ciLME02)
> summary(logaritmica)
Call: lm(formula = HTci ~ logDAPci, data = ciLME02)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.3601 -0.8327  0.1442  1.0018  2.0772
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -5.7678     0.8698  -6.631 1.14e-08 ***
logDAPci      7.0349     0.2894  24.310  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1.337 on 59 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9092, Adjusted R-squared:  0.9077
F-statistic:   591 on 1 and 59 DF,  p-value: < 2.2e-16
> AIC(logaritmica, k=2)
[1] 212.4652
> ciLME02$fitted.logaritmica <- fitted(logaritmica)
> ciLME02$residuals.logaritmica <- residuals(logaritmica)
> ciLME02$rstudent.logaritmica <- rstudent(logaritmica)
#normalidad
> ks.test(ciLME02$rstudent.logaritmica, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  ciLME02$rstudent.logaritmica
D = 0.13302, p-value = 0.2109
alternative hypothesis: two-sided
#homocedasticidad
> bptest(logaritmica, studentize = FALSE, data = ciLME02)
        Breusch-Pagan test
data:  logaritmica
BP = 0.0081043, df = 1, p-value = 0.9283
#autocorrelación
> dwtest(logaritmica, alternative = "two.sided", data = ciLME02)
        Durbin-Watson test
data:  logaritmica
DW = 1.9388, p-value = 0.7182
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#outliers
> #paquete car
> outlierTest(logaritmica)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
```

```
    rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
15 -2.662586           0.010019      0.61113
# K-fold cross-validation prediction error
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> logaritmica1<-glm(HTci~logDAPci, data=ciLME02)
> cv_error <- cv.glm(data = ciLME02, glmfit = logaritmica1)
There were 50 or more warnings (use warnings() to see the first 50)
> cv_error$delta
[1] 36.33903 36.33903
#Eficiencia
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- -5.7678     +7.0349     *logDAPci
> logaritmica1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(logaritmica1, y=(ciLME02$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion  0.9092273
```

Coihue

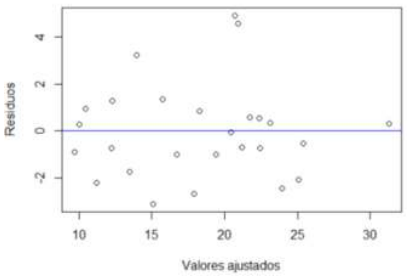
```
>  prodan<-nls( HTco ~ 1.3+DAPco^2/(a + c*DAPco^2), data=coLME02, start=list( a=2, c=1))
>     summary(prodan)
Formula: HTco ~ 1.3 + DAPco^2/(a + c * DAPco^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 7.286754   0.562138   12.96 8.91e-12 ***
c 0.039288   0.001373   28.62  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.588 on 22 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 4.751e-07
>  AIC(prodan,k=2)
[1] 94.21281
>     n <- length(DAPco)
>    SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>     SS_residual <- deviance(prodan)
>     R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>     R_cuadrado
[1] 0.9513293
>     qqnorm(residuals(prodan))
>     qqline(residuals(prodan))
>     shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.98915, p-value = 0.9939
>     plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>     abline(a=0,b=0,col="blue")
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>     ht.sim<- 1.3 + DAPco^2/(7.286754        +0.039288     * DAPco^2)
>      prodan1<-data.frame(ht.sim)
>      ValEF(prodan1, y=(coLME02$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.9513293
```



RM-E-01

Ciprés

```
> prodan<-nls( HTci ~  1.3+DAPci^2/(b*DAPci+ c*DAPci^2), data=ciRME01, start=list( b=5, c=1
))
> summary(prodan)
Formula: HTci ~ 1.3 + DAPci^2/(b * DAPci + c * DAPci^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b 0.769084   0.071057   10.82 1.03e-10 ***
c 0.024038   0.002331   10.31 2.69e-10 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.055 on 24 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 4.706e-07
> AIC(prodan,k=2)
[1] 115.1511
> n <- length(DAPci)
> SS_total <- (n-1)*var(HTci)
> SS_residual <- deviance(prodan)
> R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
> R_cuadrado
[1] 0.8877209
#normalidad
> qqnorm(residuals(prodan))
> qqline(residuals(prodan))
> shapiro.test(residuals(prodan))
```



```
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.9284, p-value = 0.071
```

#residuos

```
> plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+      xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
```

#eficiencia

```
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 1.3 + DAPci^2/( 0.769084      * DAPci + 0.024038     * DAPci^2)
> prodan1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(prodan1, y=(ciRME01$HT))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8877209
```

Coihue

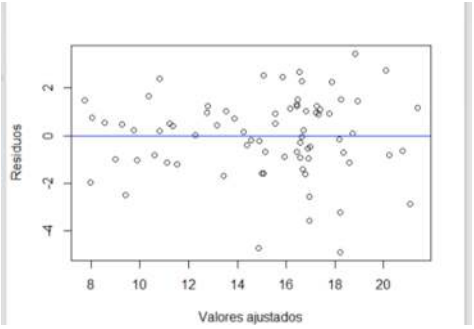
```
>  parabel<-lm(HTco~ -1+DAPco + I(DAPco^2), data=coRME01)
>   summary(parabel)
Call: lm(formula = HTco ~ -1 + DAPco + I(DAPco^2), data = coRME01)
Residuals:
      1       2       3       4       5       6       7
-1.8352  0.4927 -2.8602  1.8851  3.0067 -2.5557  1.6956
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
DAPco       0.7601291  0.0648670   11.72 7.96e-05 ***
I(DAPco^2) -0.0039851  0.0009246   -4.31  0.00764 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.6 on 5 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9944, Adjusted R-squared:  0.9922
F-statistic: 447.5 on 2 and 5 DF,  p-value: 2.301e-06
>    AIC(parabel)
[1] 36.88542
>    coRME01$fitted.parabel<- fitted(parabel)
>    coRME01$residuals.parabel <- residuals(parabel)
>    coRME01$rstudent.parabel <- rstudent(parabel)
>    ks.test(coRME01$rstudent.parabel, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  coRME01$rstudent.parabel
D = 0.21109, p-value = 0.856
alternative hypothesis: two-sided
>   bptest(parabel, studentize = FALSE, data = coRME01)
        Breusch-Pagan test
data:  parabel
BP = 0.0075556, df = 1, p-value = 0.9307
>  dwtest(parabel, alternative = "two.sided", data = coRME01)
        Durbin-Watson test
data:  parabel
DW = 2.6471, p-value = 0.6164
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
>   outlierTest(parabel)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
  rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
5 1.403319           0.23318           NA
>  library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
>   parabel<-glm(HTco~ -1+DAPco + I(DAPco^2), data=coRME01)
> cv_error <- cv.glm(data =coRME01, glmfit = parabel)
> cv_error$delta
[1] 56.08391 56.08391
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>       ht.sim<-  0.7601291      *DAPco-0.0039851        *DAPco^2
>         parabel1<-data.frame(ht.sim)
>         ValEF(parabel1, y=(coRME01$HT))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8450864
```

RM-E-02

Ciprés

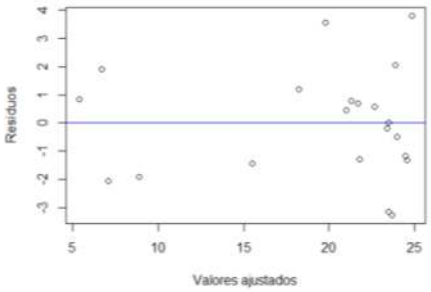
```
> prodan<-nls( HTci ~  1.3+DAPci^2/( b*DAPci+ c*DAPci^2), data=ciRME02, start=list(  b=5, c
=1))
> summary(prodan)
Formula: HTci ~ 1.3 + DAPci^2/(b * DAPci + c * DAPci^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b 0.904161   0.068681  13.165  < 2e-16 ***
c 0.025926   0.002984   8.689 6.45e-13 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.664 on 74 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
```

```
Achieved convergence tolerance: 4.571e-07
> AIC(prodan,k=2)
[1] 297.083
> n <- length(DAPci)
> SS_total <- (n-1)*var(HTci)
> SS_residual <- deviance(prodan)
> R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
> R_cuadrado
[1] 0.8099149
#normalidad
> qqnorm(residuals(prodan))
> qqline(residuals(prodan))
> shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.97036, p-value = 0.07214
#residuos
> plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+      xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
#eficiencia
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 1.3 + DAPci^2/( 0.904161    * DAPci + 0.025926      * DAPci^2)
> prodan1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(prodan1, y=(ciRME02$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8099149
```



Coihue

```
> prodan<-nls( HTco ~  1.3+DAPco^2/(a + c*DAPco^2), data=coRME02, start=list( a=2, c=1))
>     summary(prodan)
Formula: HTco ~ 1.3 + DAPco^2/(a + c * DAPco^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 6.856497   1.164687   5.887 1.14e-05 ***
c 0.041040   0.001396  29.406  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.98 on 19 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 5.545e-07
>  AIC(prodan,k=2)
[1] 92.19105
>     n <- length(DAPco)
>   SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>    SS_residual <- deviance(prodan)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.9208353
>    qqnorm(residuals(prodan))
>    qqline(residuals(prodan))
>    shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.97144, p-value = 0.7646
>    plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>    abline(a=0,b=0,col="blue")
library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>  ht.sim<- 1.3 + DAPco^2/(6.856497         + 0.041040            * DAPco^2)
>     prodan1<-data.frame(ht.sim)
>     ValEF(prodan1, y=(coRME02$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.9208353
```

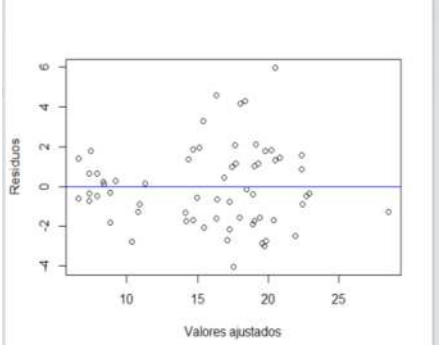


RM-E-03

Ciprés

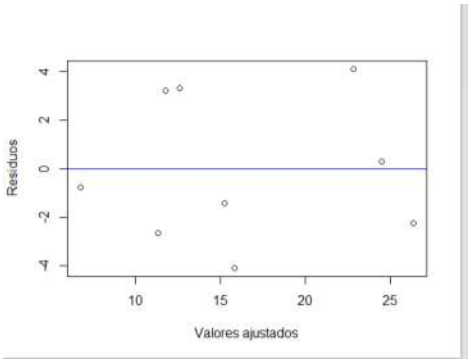
```
> michaelis<-nls(HTci ~ (b * DAPci / (c + DAPci)), data=ciRM03, start=list( b=20, c=20))
> summary(michaelis)
Formula: HTci ~ (b * DAPci/(c + DAPci))
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b   38.126      2.830  13.474  < 2e-16 ***
c   27.284      3.891   7.012 2.05e-09 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.02 on 62 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 5
Achieved convergence tolerance: 7.079e-07
> n <- length(DAPci)
> SS_total <- (n-1)*var(HTci)
```

```
> SS_residual <- deviance(michaelis)
> R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
> R_cuadrado
[1] 0.8695449
> AIC(michaelis,k=2)
[1] 275.5728
#normalidad
> qqnorm(residuals(michaelis))
> qqline(residuals(michaelis))
> shapiro.test(residuals(michaelis))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(michaelis)
W = 0.96759, p-value = 0.0906
#residuos
> plot(fitted(michaelis),residuals(michaelis),
+      xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
#eficiencia
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<-(38.126   * DAPci/( 27.284 + DAPci))
> michaelis1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(michaelis1, y=(ciRM03$HT))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.8695449
```



Coihue

```
> michaelis<-nls(HTco ~(b * DAPco / (c + DAPco)), data=coRME03, start=list( b=20, c=10))
> summary(michaelis)
Formula: HTco ~ (b * DAPco/(c + DAPco))
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b   31.825      4.160   7.651 0.000121 ***
c   22.175      7.503   2.955 0.021242 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3.159 on 7 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 4
Achieved convergence tolerance: 2.099e-06
>  n <- length(DAPci)
>   SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>   SS_residual <- deviance(michaelis)
>   R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>   R_cuadrado
[1] 0.9674768
>  AIC(michaelis,k=2)
[1] 49.98423
>   qqnorm(residuals(michaelis))
>   qqline(residuals(michaelis))
>   shapiro.test(residuals(michaelis))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(michaelis)
W = 0.91939, p-value = 0.3872
> plot(fitted(michaelis),residuals(michaelis),
+                xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
>  library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>   ht.sim<- 31.825    * DAPco/( 22.175    + DAPco)
>   michaelis1<-data.frame(ht.sim)
>   ValEF(michaelis1, y=(coRME03$HT))
$Eficiencia
             Modelo 1
Observacion 1 0.8414496
```

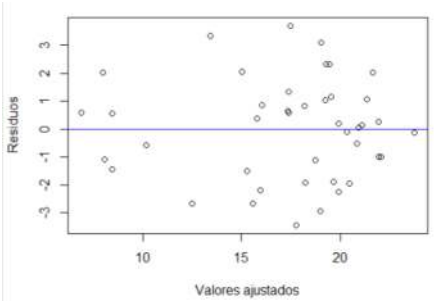


RM-E-04

Ciprés

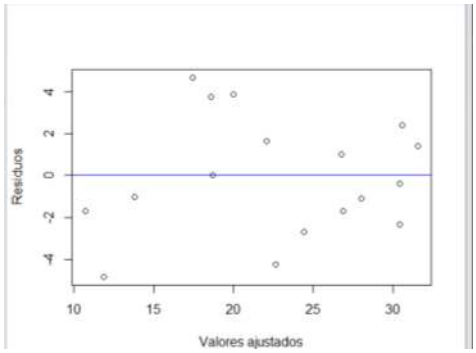
```
> prodan<-nls( HTci ~  1.3+DAPci^2/( b*DAPci+ c*DAPci^2), data=ciRME04, start=list( b=5, c=
1))
> summary(prodan)
Formula: HTci ~ 1.3 + DAPci^2/(b * DAPci + c * DAPci^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b 0.918920   0.097165   9.457 9.41e-12 ***
c 0.025111   0.003259   7.706 1.99e-09 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.807 on 40 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 4.957e-07
 > AIC(prodan,k=2)
[1] 172.848
> n <- length(DAPci)
> SS_total <- (n-1)*var(HTci)
```

```
> SS_residual <- deviance(prodan)
> R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
> R_cuadrado
[1] 0.8582257
> qqnorm(residuals(prodan))
> qqline(residuals(prodan))
> shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
ata:  residuals(prodan)
W = 0.98173, p-value = 0.7284
> plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+      xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<- 1.3 + DAPci^2/(0.918920        * DAPci + 0.025111       * DAPci^2)
> prodan1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(prodan1, y=(ciRME04$HT))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8582257
```



Coihue

```
> michaelis<-nls(HTco ~(b * DAPco / (c + DAPco)), data=coRME04, start=list( b=20, c=10))
> summary(michaelis)
Formula: HTco ~ (b * DAPco/(c + DAPco))
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b   38.442      2.925  13.143 1.23e-09 ***
c   25.074      5.430   4.618 0.000335 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.891 on 15 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 5
Achieved convergence tolerance: 4.443e-07
>  n <- length(DAPci)
>   SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>   SS_residual <- deviance(michaelis)
>   R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>   R_cuadrado
[1] 0.9437879
>  AIC(michaelis,k=2)
[1] 88.21365
>   qqnorm(residuals(michaelis))
>   qqline(residuals(michaelis))
>   shapiro.test(residuals(michaelis))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(michaelis)
W = 0.97173, p-value = 0.848
> plot(fitted(michaelis),residuals(michaelis),
+                  xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
>  library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>   ht.sim<- 38.442             * DAPco/(25.074             + DAPco)
>   michaelis1<-data.frame(ht.sim)
>   ValEF(michaelis1, y=(coRME04$HT))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.862983
```

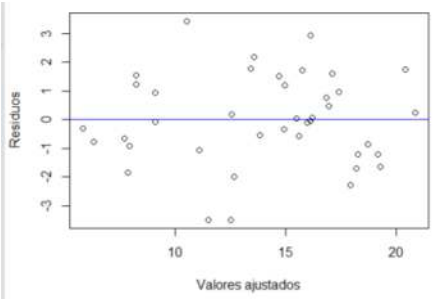


RM-E-05

Ciprés

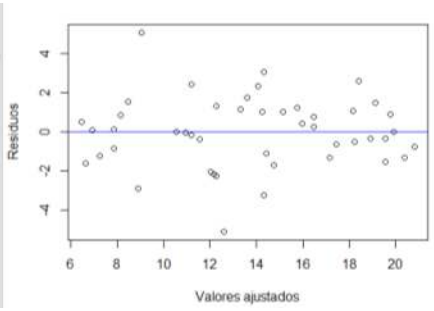
```
> michaelis<-nls(HTci ~ (b * DAPci / (c + DAPci)), data=ciRME05, start=list(b=20, c=20))
> summary(michaelis)
Formula: HTci ~ (b * DAPci/(c + DAPci))
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b   32.197      2.833  11.364 8.69e-14 ***
c   22.702      3.910   5.806 1.05e-06 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.598 on 38 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 4
Achieved convergence tolerance: 3.839e-06
> n <- length(DAPci)
> SS_total <- (n-1)*var(HTci)
> SS_residual <- deviance(michaelis)
> R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
> R_cuadrado
[1] 0.8770818
> AIC(michaelis,k=2)
[1] 154.9796
> qqnorm(residuals(michaelis))
> qqline(residuals(michaelis))
```

```
> shapiro.test(residuals(michaelis))
          Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(michaelis)
W = 0.98729, p-value = 0.9263
> plot(fitted(michaelis),residuals(michaelis),
+      xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
> abline(a=0,b=0,col="blue")
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ht.sim<-32.197      * DAPci/(22.702   + DAPci)
> michaelis1<-data.frame(ht.sim)
> ValEF(michaelis1, y=(ciRME05$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8770818
```



Coihue

```
> prodan<-nls( HTco ~  1.3+DAPco^2/(a + c*DAPco^2), data=coRME05, start=list( a=2, c=1))
>     summary(prodan)
Formula: HTco ~ 1.3 + DAPco^2/(a + c * DAPco^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a 3.623260   0.318778   11.37 8.11e-15 ***
c 0.048354   0.001849   26.15  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.805 on 45 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 3.879e-07
>  AIC(prodan,k=2)
[1] 192.8395
>    n <- length(DAPco)
>   SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>    SS_residual <- deviance(prodan)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.8568944
>    qqnorm(residuals(prodan))
>    qqline(residuals(prodan))
>    shapiro.test(residuals(prodan))
          Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.98537, p-value = 0.8153
>    plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>    abline(a=0,b=0,col="blue")
library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>    ht.sim<- 1.3 + DAPco^2/(3.623260        +0.048354             * DAPco^2)
>     prodan1<-data.frame(ht.sim)
>     ValEF(prodan1, y=(coRME05$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8568944
```



RM-E-06

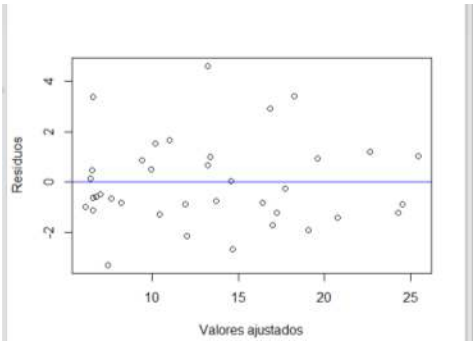
Ciprés

```
logDAPci<-log(DAPci)
 logaritmica<-lm(HTci~logDAPci, data=ciRME06)
 summary(logaritmica)
Call: lm(formula = HTci ~ logDAPci, data = ciRME06)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-3.9413 -0.7663  0.0970  1.0610  4.2805
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -10.14541     1.5871  -6.395 1.23e-08 ***
logDAPci      8.587289     0.4979  17.246  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.498 on 75 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7986, Adjusted R-squared:  0.7959
F-statistic: 297.4 on 1 and 75 DF,  p-value: < 2.2e-16
> AIC(logaritmica, k=2)
[1] 284.7313
 ciRME06$fitted.logaritmica <- fitted(logaritmica)
 ciRME06$residuals.logaritmica <- residuals(logaritmica)
 ciRME06$rstudent.logaritmica <- rstudent(logaritmica)
 ks.test(ciRME06$rstudent.logaritmica, "pnorm")
         One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  ciRME06$rstudent.logaritmica
D = 0.062105, p-value = 0.9097
alternative hypothesis: two-sided
> bptest(logaritmica, studentize = FALSE, data = ciRME06)
         Breusch-Pagan test
```

```
data:  logaritmica
BP = 0.36009, df = 1, p-value = 0.5485
> #paquete car
> outlierTest(logaritmica)
No Studentized residuals with Bonferonni p < 0.05
Largest |rstudent|:
   rstudent unadjusted p-value Bonferonni p
76 3.030855          0.0033591      0.25865
> library("boot", lib.loc="C:/Program Files/R/R-3.4.0/library")
> logaritmica1<-glm(HTci~logDAPci, data=ciRME06)
> cv_error <- cv.glm(data = ciRME06, glmfit = logaritmica1)
> cv_error$delta
[1] 19.52249 19.52249
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
 ht.sim<- -10.1502  + 8.5873*logDAPci
 logaritmica1<-data.frame(ht.sim)
 ValEF(logaritmica1, y=(ciRME06$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.7986155
```

Coihue

```
>prodan<-nls(HTco~1.3+DAPco^2/(b*DAPco + c*DAPco^2),data=coRME06, start=list( b=2, c=1))
>     summary(prodan)
Formula: HTco ~ 1.3 + DAPco^2/(b * DAPco + c * DAPco^2)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
b 0.941429   0.068471  13.749 1.13e-15 ***
c 0.017060   0.002929   5.824 1.32e-06 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.742 on 35 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 8
Achieved convergence tolerance: 4.119e-07
>  AIC(prodan,k=2)
[1] 149.9981
>     n <- length(DAPco)
>    SS_total <- (n-1)*var(HTco)
>     SS_residual <- deviance(prodan)
>     R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>     R_cuadrado
[1] 0.9209368
>     qqnorm(residuals(prodan))
>     qqline(residuals(prodan))
>     shapiro.test(residuals(prodan))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(prodan)
W = 0.94939, p-value = 0.09221
>     plot(fitted(prodan),residuals(prodan),
+          xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>     abline(a=0,b=0,col="blue")
library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
>     ht.sim<- 1.3 + DAPco^2/(0.941429   *DAPco   +0.017060   * DAPco^2)
>      prodan1<-data.frame(ht.sim)
>      ValEF(prodan1, y=(coRME06$HT))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.9209368
```



Análisis de la varianza

Edad

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
Edad	41	0,22	0,20	31,54

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	304,27	1	304,27	11,02	0,0020
Sp	304,27	1	304,27	11,02	0,0020
Error	1076,95	39	27,61		
Total	1381,22	40			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=3,32095

Error: 27,6141 gl: 39

Sp	Medias	n	E.E.	
co	14,00	21	1,15	A
ci	19,45	20	1,18	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE Edad	41	0,00	1,01	0,96	0,5790

Levene

RABS Edad

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Edad	41	0,10	0,07	67,46

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	33,44	1	33,44	4,14	0,0488
Sp	33,44	1	33,44	4,14	0,0488
Error	315,22	39	8,08		
Total	348,66	40			

Altura

Altura total (m)

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
Altura total (m)	42	0,01	0,00	29,48

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,47	1	0,47	0,60	0,4416
Sp	0,47	1	0,47	0,60	0,4416
Error	31,06	40	0,78		
Total	31,53	41			

Shapiro-Wilks (modificado)

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,54961

Error: 0,7765 gl: 40

Sp	Medias	n	E.E.	
ci	2,88	21	0,19	A
co	3,10	21	0,19	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE Altura total (m)	42	0,00	1,01	0,95	0,3347

Levene

RABS Altura total (m)

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Altura total (m)	42	0,01	0,00	76,61

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,07	1	0,07	0,25	0,6179
Sp	0,07	1	0,07	0,25	0,6179
Error	11,11	40	0,28		
Total	11,18	41			

DAC

DAC medio (cm)

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
DAC medio (cm)	42	0,02	0,00	36,73

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,16	1	1,16	0,77	0,3869
Sp	1,16	1	1,16	0,77	0,3869
Error	60,56	40	1,51		
Total	61,72	41			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,76744

Error: 1,5139 gl: 40

Sp	Medias	n	E.E.	
co	3,18	21	0,27	A
ci	3,52	21	0,27	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE DAC medio (cm)	42	0,00	1,01	0,94	0,0936

Levene

RABS DAC medio (cm)

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS DAC medio (cm)	42	0,05	0,03	61,71

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,87	1	0,87	2,19	0,1470
Sp	0,87	1	0,87	2,19	0,1470
Error	15,89	40	0,40		
Total	16,75	41			

Incremento en altura de los últimos 2 años

RAIZ_Crec H 2 años (cm)

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RAIZ Crec H 2 años (cm)	42	0,06	0,03	34,77

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	10,13	1	10,13	2,45	0,1258
Sp	10,13	1	10,13	2,45	0,1258
Error	165,76	40	4,14		
Total	175,89	41			

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE RAIZ Crec H 2 años (cm)..	42	0,00	1,01	0,95	0,1919

Levene

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS RAIZ Crec H 2 años (c..	42	0,07	0,05	85,78

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	4,92	1	4,92	2,97	0,0926
Sp	4,92	1	4,92	2,97	0,0926
Error	66,27	40	1,66		
Total	71,19	41			

Altura de inicio de copa

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Altura ICV (m)	ci	21	0,90	0,64	0,76	4,47	0,0345
Altura ICV (m)	co	21	0,61	0,67	0,25		

Trat.	Ranks	
co	17,50	A
ci	25,50	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Incremento DAC anual

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
INC anual DAC (cm/año)	ci	20	0,20	0,11	0,16	2,87	0,0900
INC anual DAC (cm/año)	co	21	0,25	0,11	0,22		

Razón de copa viva

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
LiveCrownR	ci	21	68,80	19,03	68,85	5,41	0,0200
LiveCrownR	co	21	79,65	21,70	89,18		

Densidad

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Densidad 1	ci	21	0,46	0,65	0,22	0,63	0,4147
Densidad 1	co	21	0,84	1,28	0,44		

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Densidad 2	ci	21	0,12	0,27	0,00	1,31	0,1715
Densidad 2	co	21	0,35	0,62	0,00		

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Densidad 3	ci	21	0,37	0,53	0,22	4,73	0,0177
Densidad 3	co	21	0,12	0,23	0,00		

Variable	Sp	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Densidad 4	ci	21	0,06	0,12	0,00	0,01	0,9192
Densidad 4	co	21	0,08	0,18	0,00		

Análisis de la varianza

RAIZ_crec ci 2

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RAIZ crec ci 2	21	0,23	0,14	27,26

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	11,39	2	5,70	2,66	0,0969
CLASE 3a	11,39	2	5,70	2,66	0,0969
Error	38,48	18	2,14		
Total	49,87	20			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=2,62727

Error: 2,1377 gl: 18

CLASE 3a	Medias	n	E.E.	
6-9	3,11	2	1,03	A
3-6	5,55	13	0,41	A
0-3	5,72	6	0,60	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_crec co 2

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RAIZ crec co 2	21	0,39	0,33	31,15

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	45,55	2	22,78	5,83	0,0112
CLASE 3a	45,55	2	22,78	5,83	0,0112
Error	70,34	18	3,91		
Total	115,89	20			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=3,55210

Error: 3,9076 gl: 18

CLASE 3a	Medias	n	E.E.		
6-9	4,18	2	1,40	A	
3-6	5,65	13	0,55	A	B
0-3	8,58	6	0,81		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Análisis de la varianza

RABS RAIZ_crec ci 2

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS RAIZ crec ci 2	21	0,07	0,00	93,62

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,22	2	0,61	0,68	0,5172
CLASE 3a	1,22	2	0,61	0,68	0,5172
Error	15,98	18	0,89		
Total	17,20	20			

RABS RAIZ_crec co 2

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS RAIZ crec co 2	21	7,1E-04	0,00	84,88

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,02	2	0,01	0,01	0,9936
CLASE 3a	0,02	2	0,01	0,01	0,9936
Error	26,85	18	1,49		
Total	26,87	20			

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE RAIZ_crec ci 2	21	0,00	1,00	0,97	0,8340
RE RAIZ crec co 2	21	0,00	1,02	0,95	0,6597

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_DAC medio mm	36	0,00	1,01	0,97	0,8370
RE_HT cm	36	0,00	1,01	0,94	0,1513
RE_volumen	36	0,00	1,01	0,92	0,0390
RE_PS p.aérea gr	36	0,00	1,01	0,85	<0,0001
RE_PS raiz gr	36	0,00	1,01	0,86	<0,0001
RE RAIZ_volumen	36	0,00	1,01	0,96	0,6035
RE LN PS p.aérea gr	36	0,00	1,01	0,97	0,7008

DAC

DAC medio mm

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
DAC medio mm	36	0,29	0,27	22,01

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	9,70	1	9,70	13,63	0,0008
Especie	9,70	1	9,70	13,63	0,0008
Error	24,20	34	0,71		
Total	33,90	35			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,57151

Error: 0,7118 gl: 34

Especie	Medias	n	E.E.	
cipres	3,31	18	0,20	A
coihue	4,35	18	0,20	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Test de Levene: hay heterogeneidad

RABS DAC medio mm

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS DAC medio mm	36	0,16	0,14	76,65

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,57	1	1,57	6,61	0,0147
Especie	1,57	1	1,57	6,61	0,0147
Error	8,08	34	0,24		
Total	9,64	35			

Se prueba corregir heterogeneidad transformando la variable pero continua heterogeneidad, se hace test no paramétrico

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
DAC medio mm	cipres	18	3,31	0,53	3,37	9,81	0,0017
DAC medio mm	coihue	18	4,35	1,07	4,22		

Trat.	Ranks	
cipres	13,00	A
coihue	24,00	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Altura

HT cm

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
HT cm	36	0,18	0,15	26,97

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	158,76	1	158,76	7,26	0,0109
Especie	158,76	1	158,76	7,26	0,0109
Error	743,37	34	21,86		
Total	902,13	35			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=3,16750

Error: 21,8637 gl: 34

Especie	Medias	n	E.E.	
coihue	15,24	18	1,10	A
cipres	19,44	18	1,10	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Test de Levene: hay homogenidad

RABS HT cm

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS HT cm	36	0,03	0,00	80,64

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	7,47	1	7,47	0,91	0,3476
Especie	7,47	1	7,47	0,91	0,3476
Error	279,99	34	8,24		
Total	287,46	35			

Volumen

RAIZ_volumen

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RAIZ volumen	36	0,06	0,03	33,28

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,21	1	0,21	2,24	0,1435
Especie	0,21	1	0,21	2,24	0,1435
Error	3,14	34	0,09		
Total	3,35	35			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,20587

Error: 0,0924 gl: 34

Especie	Medias	n	E.E.	
cipres	0,84	18	0,07	A
coihue	0,99	18	0,07	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Test de Levene: hay heterogeneidad

RABS RAIZ_volumen

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS RAIZ volumen	36	0,27	0,25	86,12

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	0,42	1	0,42	12,83	0,0011
Especie	0,42	1	0,42	12,83	0,0011
Error	1,12	34	0,03		
Total	1,54	35			

Se hace test no paramétrico

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
RAIZ_volumen	cipres	18	0,84	0,14	0,82	1,68	0,1946
RAIZ volumen	coihue	18	0,99	0,41	0,90		

Peso seco aéreo

LN_PS p.aérea gr

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
LN PS p.aérea gr	36	0,13	0,10	156,27

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1,30	1	1,30	5,06	0,0311
Especie	1,30	1	1,30	5,06	0,0311
Error	8,72	34	0,26		
Total	10,01	35			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,34302

Error: 0,2564 gl: 34

Especie	Medias	n	E.E.		
coihue	0,13	18	0,12	A	
cipres	0,51	18	0,12		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

No se consigue corregir falta de normalidad para peso de raiz, se realiza test no parametrico

Prueba de Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
PS raiz gr	cipres	18	1,46	0,51	1,43	1,16	0,2820
PS raiz gr	coihue	18	1,88	1,01	1,46		

No se logra alcanzar normalidad ni con transformaciones de la variable. Se presenta el modelo con la variable original. Se corrigió heterogeneidad de tiempo.

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
riego:Tiempo+especie:riego:Tiempo+especie:cobertura:riego:Tiempo+especie:cobertura+
+cobertura:riego+riego:Tiempo+especie:Tiempo+cobertura:Tiempo+especie:riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Tiempo))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.character(Tiempo))|Estructura/Grupo)
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_Supervivencia_REML

Variable dependiente: Supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
144	682,87	865,01	-261,44	2,88	0,97	0,97

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	69	7250,26	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
especie	1	69	20,94	<0,0001	0,0003	0,0003	<0,0001	0,0001
cobertura	2	3	88,17	0,0022	0,0346	0,0341	0,0025	0,0084
riego	1	69	689,63	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tiempo	5	69	175,30	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
especie:cobertura	2	69	0,19	0,8290	>0,9999	>0,9999	0,8290	>0,9999
cobertura:riego	2	69	50,26	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
riego:Tiempo	5	69	139,01	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
especie:Tiempo	5	69	6,61	<0,0001	0,0007	0,0007	0,0001	0,0002
cobertura:Tiempo	10	69	34,62	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
especie:riego	1	69	17,45	0,0001	0,0014	0,0014	0,0001	0,0004
especie:cobertura:riego	2	69	1,10	0,3392	>0,9999	0,9987	0,3618	>0,9999
especie:cobertura:Tiempo	10	69	9,51	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
cobertura:riego:Tiempo	10	69	36,48	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
especie:riego:Tiempo	5	69	6,28	0,0001	0,0012	0,0012	0,0001	0,0003
especie:cobertura:riego:Ti..	10	69	10,84	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

	(const)
(const)	1,2E-04

Estructura de correlación

Modelo de correlación: ARMA(1,0)
Formula: ~ as.integer(as.character(Tiempo)) | Estructura/Grupo

Parámetros del modelo

Parámetro	Estim
Phi1	0,52

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Tiempo

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
6	1,00
8	1,46
10	1,95
12	4,77
14	3,29
16	3,41

Supervivencia - Medias ajustadas y errores estándares para especie*cobertura*riego*Tiempo
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

especie	cobertura	riego	Tiempo	Medias	E.E.		
Ciprés	A	CC	8	100,00	2,98	A	
Coihue	A	CC	14	100,00	6,71	A	
Ciprés	B	CC	14	100,00	6,71	A	
Ciprés	A	CC	12	100,00	9,72	A	B
Ciprés	A	CC	10	100,00	3,98	A	B
Coihue	B	CC	16	100,00	6,94	A	B
Coihue	A	CC	8	100,00	2,98	A	B
Ciprés	B	PM	6	100,00	2,04	A	B
Ciprés	B	PM	8	100,00	2,98	A	B
Coihue	SC	CC	8	100,00	2,98	A	B
Ciprés	A	PM	10	100,00	3,98	A	B
Ciprés	B	CC	16	100,00	6,94	A	B
Coihue	B	PM	8	100,00	2,98	A	B
Ciprés	SC	PM	6	100,00	2,04	A	B
Coihue	B	PM	6	100,00	2,04	A	B
Ciprés	A	PM	8	100,00	2,98	A	B
Coihue	A	CC	12	100,00	9,72	A	B
Coihue	B	CC	10	100,00	3,98	A	B
Coihue	B	CC	14	100,00	6,71	A	B
Coihue	A	CC	16	100,00	6,94	A	B
Coihue	A	CC	10	100,00	3,98	A	B
Ciprés	B	CC	6	100,00	2,04	A	B
Coihue	SC	CC	6	100,00	2,04	A	B
Ciprés	B	PM	10	100,00	3,98	A	B
Ciprés	B	CC	8	100,00	2,98	A	B
Coihue	B	CC	8	100,00	2,98	A	B
Ciprés	B	CC	10	100,00	3,98	A	B
Ciprés	SC	CC	10	100,00	3,98	A	B
Ciprés	A	CC	6	100,00	2,04	A	B
Ciprés	A	PM	6	100,00	2,04	A	B
Ciprés	SC	CC	8	100,00	2,98	A	B
Coihue	A	PM	8	100,00	2,98	A	B

Coihue	A	PM	10	100,00	3,98	A	B			
Coihue	B	CC	6	100,00	2,04	A	B			
Ciprés	A	CC	16	93,75	6,94	A	B			
Coihue	SC	PM	6	93,75	2,04	A	B			
Ciprés	A	CC	14	93,75	6,71	A	B			
Ciprés	SC	CC	12	93,75	9,72	A	B			
Ciprés	A	PM	12	87,50	9,72	A	B			
Ciprés	SC	CC	16	87,50	6,94	A	B			
Ciprés	SC	CC	14	87,50	6,71	A	B			
Ciprés	SC	PM	8	81,25	2,98	A	B			
Coihue	SC	CC	16	81,25	6,94	A	B			
Coihue	SC	CC	14	81,25	6,71	A	B			
Coihue	SC	CC	12	81,25	9,72	A	B			
Coihue	A	PM	12	81,25	9,72	A	B			
Coihue	B	PM	10	75,00	3,98	A	B			
Ciprés	B	PM	12	68,75	9,72	A	B	C		
Ciprés	A	PM	14	50,00	6,71		B	C	D	
Ciprés	A	PM	16	50,00	6,94		B	C	D	
Coihue	SC	PM	8	18,75	2,98			C	D	E
Ciprés	B	PM	16	12,50	6,94			C	D	E
Ciprés	B	PM	14	12,50	6,71			C	D	E
Coihue	A	PM	14	6,25	6,71			C	D	E
Coihue	A	PM	16	6,25	6,94			C	D	E
Coihue	B	PM	12	6,25	9,72			C	D	E
Coihue	B	PM	16	0,00	6,94				D	E
Coihue	SC	PM	16	0,00	6,94				D	E
Coihue	SC	PM	10	0,00	3,98				D	E
Ciprés	SC	PM	12	0,00	9,72				D	E
Coihue	SC	PM	12	0,00	9,72				D	E
Coihue	B	PM	14	0,00	6,71					E
Ciprés	SC	PM	14	0,00	6,71					E
Ciprés	SC	PM	10	0,00	3,98					E
Coihue	SC	PM	14	0,00	6,71					E
Ciprés	SC	PM	16	0,00	6,94					E

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Capítulo 5. Ensayo 1. Supervivencia al final de la temporada

No se logra alcanzar normalidad ni con transformaciones de la variable: logaritmo, raiz cuadrada y rangos. Sin embargo, todos los modelos arrojan el mismo resultado. Se presenta el modelo con la variable original. Se probó corregir heteroegenidad de los factores, pero el test LRT mostró que no era necesario

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.011_supervivencia_REML<-
lme(supervivencia~1+luminosidad+humedad+especie+luminosidad:humedad+humedad:especie+luminos
idad:especie+luminosidad:humedad:especie
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data11
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.011_supervivencia_REML

Variable dependiente: supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
24	128,19	134,98	-50,09	11,12	0,97	0,97

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	9	536,89	<0,0001	<0,0001	<0,0001
luminosidad	2	3	6,68	0,0785	0,6277	0,4799
humedad	1	9	328,47	<0,0001	<0,0001	<0,0001
especie	1	9	4,26	0,0689	0,5516	0,4353
luminosidad:humedad	2	9	2,58	0,1302	>0,9999	0,6724
humedad:especie	1	9	4,26	0,0689	0,5516	0,4353
luminosidad:especie	2	9	1,11	0,3722	>0,9999	0,9759
luminosidad:humedad:especi..	2	9	3,32	0,0834	0,6671	0,5017

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	4,1E-04

supervivencia - Medias ajustadas y errores estándares para humedad

LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

humedad	Medias	E.E.		
cc	93,75	3,21	A	
pm	11,46	3,21		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 Inc. DAC Temp	86	0,00	0,96	0,98	0,8106

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_Inc.DAC.Temp_REML<-lme(Inc.DAC.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.003_Inc.DAC.Temp_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.Temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	161,86	180,91	-72,93	0,54	0,46	0,49

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	77	256,13	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	0,23	0,6313	>0,9999	0,9815	0,6313	>0,9999
Cobertura	2	3	16,80	0,0235	0,0938	0,0906	0,0313	0,0652
Especie:Cobertura	2	77	4,31	0,0168	0,0673	0,0657	0,0313	0,0652

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,13

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ Y ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.004_Inc.DAC.Temp_REML<-lme(Inc.DAC.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data04
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.004_Inc.DAC.Temp_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.Temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	157,66	183,86	-67,83	0,63	0,46	0,49

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	77	252,36	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	0,21	0,6483	>0,9999	0,9847	0,6483	>0,9999
Cobertura	2	3	19,22	0,0195	0,0779	0,0757	0,0390	0,0812
Especie:Cobertura	2	77	3,24	0,0444	0,1775	0,1660	0,0592	0,1232

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,13

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,81

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
B	1,00
SC	1,17
A	0,63

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.003_Inc.DAC.Tem..	1	8	161,86	180,91	-72,93			
mlm.modelo.004_Inc.DAC.Tem..	2	11	157,66	183,86	-67,83	1 vs 2	10,20	0,0169

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 004 por menor AIC
CORRIJO SOLO POR LUZ

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.005_Inc.DAC.Temp_REML<-lme(Inc.DAC.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data05
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.005_Inc.DAC.Temp_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.Temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	157,27	181,09	-68,63	0,58	0,46	0,49

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	77	271,69	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	0,24	0,6268	>0,9999	0,9806	0,6268	>0,9999
Cobertura	2	3	20,83	0,0174	0,0696	0,0678	0,0348	0,0725
Especie:Cobertura	2	77	3,53	0,0340	0,1361	0,1293	0,0454	0,0945

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,12

Estructura de varianzas

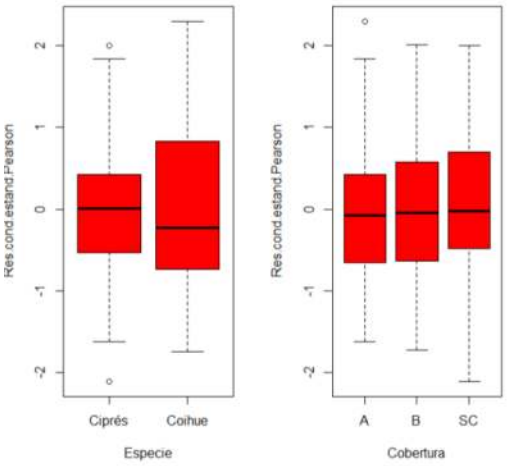
Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 \| Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
B	1,00
SC	1,10
A	0,62

Shapiro-Wilks (modificado)

	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1	Inc. DAC Temp	86	0,00	0,96	0,97	0,3369



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.004_Inc.DAC.Tem..	1	11	157,66	183,86	-67,83			
mlm.modelo.005_Inc.DAC.Tem..	2	10	157,27	181,09	-68,63	1 vs 2	1,61	0,2045

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 005 por ser más simple

CORRIJO SOLO POR ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_Inc.DAC.Temp_REML<-lme(Inc.DAC.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_Inc.DAC.Temp_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.Temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	162,88	184,32	-72,44	0,58	0,46	0,49

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk	p-valor_BM	p-valor_BY
(Intercept)	1	77	239,88	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	0,21	0,6483	>0,9999	0,9847	0,6483	>0,9999
Cobertura	2	3	15,71	0,0257	0,1029	0,0990	0,0343	0,0714
Especie:Cobertura	2	77	4,20	0,0186	0,0742	0,0722	0,0343	0,0714

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,14

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,55

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.005_Inc.DAC.Tem..	1	10	157,27	181,09	-68,63			
mlm.modelo.006_Inc.DAC.Tem..	2	9	162,88	184,32	-72,44	1 vs 2	7,61	0,0058

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 005 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 005: EFECTO MARGINAL DE LA LUZ

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
a vs b	-0,86	0,17	24,09	1	3	0,0162	0,0486
a vs sc	-1,08	0,19	32,40	1	3	0,0107	0,0322
b vs sc	-0,23	0,21	1,23	1	3	0,3475	>0,9999
Total			1,23	1	3	0,3475	0,3475

Inc.DAC.Temp - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura

LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Medias	E.E.		
SC	1,72	0,16	A	
B	1,49	0,14	A	
A	0,64	0,11		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_crec.rel_REML<-lme(crec.rel~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_crec.rel_REML
Variable dependiente: crec.rel
Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2 0	R2 1
86	724,59	743,64	-354,29	18,09	0,43	0,47

AIC y BIC menores implica mejor
Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

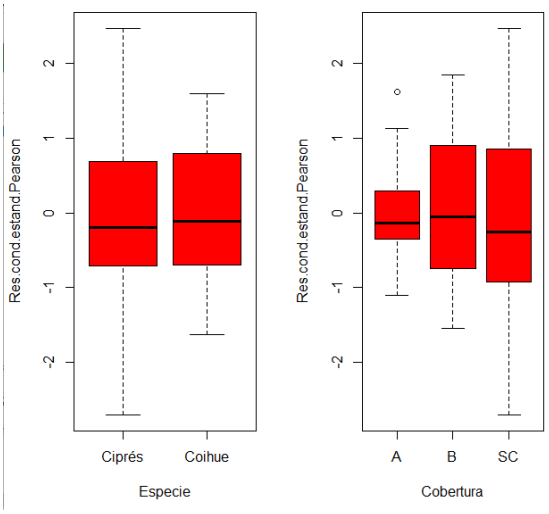
	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	77	172,48	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	9,33	0,0031	0,0124	0,0123
Cobertura	2	3	10,84	0,0424	0,1696	0,1591
Especie:Cobertura	2	77	2,62	0,0790	0,3161	0,2806

PaRámetros de los efectos aleatorios
Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	5,26

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 crec rel	86	0,00	0,96	0,98	0,7681



CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_crec.rel_REML<-lme(crec.rel~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_crec.rel_REML
Variable dependiente: crec.rel
Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2 0	R2 1
86	717,52	741,34	-348,76	18,12	0,43	0,47

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	77	177,71	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	8,80	0,0040	0,0161	0,0160
Cobertura	2	3	13,13	0,0328	0,1314	0,1250
Especie:Cobertura	2	77	2,09	0,1313	0,5251	0,4304

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	4,96

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

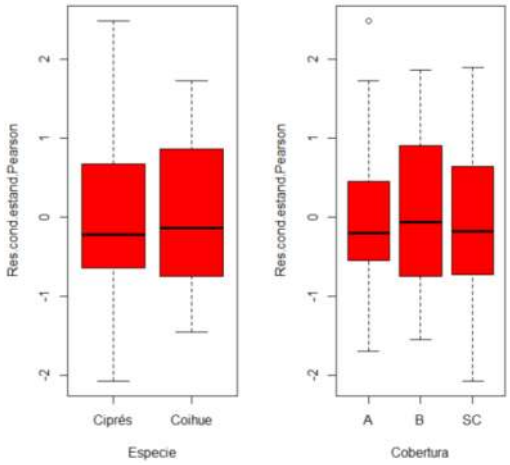
Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
B	1,00
SC	1,29
A	0,65

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 crec rel	86	0,00	0,96	0,97	0,2367



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_crec.rel_RE..	1	8	724,59	743,64	-354,29			
mlm.modelo.001_crec.rel_RE..	2	10	717,52	741,34	-348,76	1 vs 2	11,06	0,0040

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 001 por MENOR AIC

NO ES NECESARIO CORREGIR HETEROGENEIDAD DE ESPECIE:

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_crec.rel_REML<-lme(crec.rel~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_crec.rel_RE..	1	10	717,52	741,34	-348,76			
mlm.modelo.002_crec.rel_RE..	2	11	718,43	744,63	-348,22	1 vs 2	1,09	0,2959

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 001 por ser más simple

MODELO ELEGIDO 001: EFECTO DE LA ESPECIE

crec.rel - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Ciprés	44,27	3,48	A	
Coihue	32,18	3,56		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Se hace una transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad de la variable

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.Ht.temp_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Ht.temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.Ht.temp_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.Ht.temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	207,89	226,94	-95,94	0,73	0,62	0,62

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor
(Intercept)	1	77	347,73	<0,0001	<0,0001	<0,0001	
Especie	1	77	116,06	<0,0001	<0,0001	<0,0001	
Cobertura	2	3	4,05	0,1406	0,5624	0,4545	
Especie:Cobertura	2	77	1,43	0,2448	0,9792	0,6747	

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

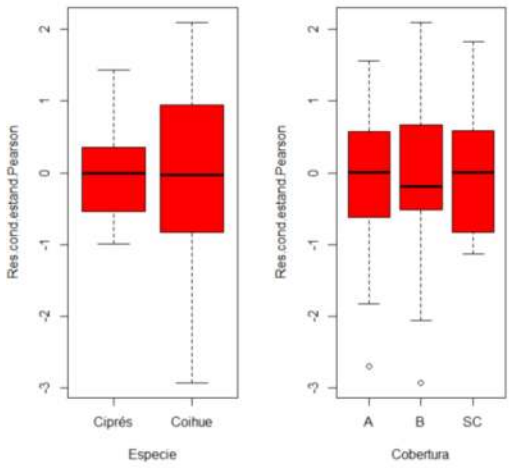
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	1,9E-05

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc Ht temp	86	0,00	0,97	0,98	0,5011



CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Ht.temp_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Ht.temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Ht.temp_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.Ht.temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	191,52	212,96	-86,76	0,46	0,62	0,62

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	77	347,73	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	116,06	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	3	4,05	0,1405	0,5618	0,4542
Especie:Cobertura	2	77	1,42	0,2476	0,9903	0,6795

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	1,5E-05

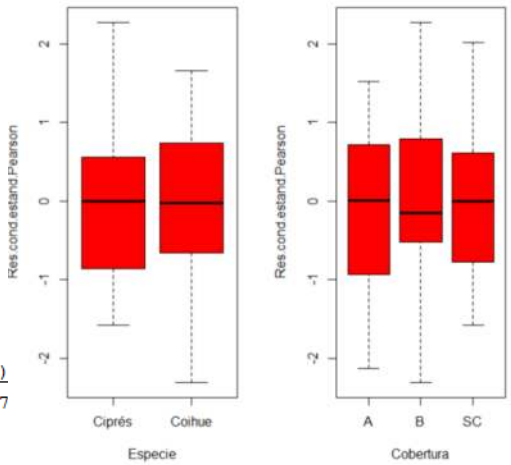
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	2,02

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc Ht templ	86	0,00	0,97	0,98	0,5717



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.Ht..	1	8	207,89	226,94	-95,94			
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Ht..	2	9	191,52	212,96	-86,76	1 vs 2	18,36	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por MENOR AIC
NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE LUZ

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.Ht.temp_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Ht.temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Ht..	1	9	191,52	212,96	-86,76			
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.Ht..	2	11	194,28	220,48	-86,14	1 vs 2	1,25	0,5361

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 002 por SER MÁS SIMPLE
MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA ESPECIE

RAIZ_Inc.Ht.temp - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	2,32	0,14	A	
Ciprés	0,62	0,07		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raiz cuadrada por falta de normalidad

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.012_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec.rel~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data12
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.011_RAIZ_crec.rel_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	378,27	397,33	-181,14	2,11	0,59	0,59

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	77	280,17	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	103,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	3	3,07	0,1883	0,7532	0,5659	0,2511	0,5231
Especie:Cobertura	2	77	1,13	0,3280	>0,9999	0,7960	0,3280	0,6832

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	7,5E-05

Shapiro-Wilks (modificado)

	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_1	RAIZ_crec.rel	86	0,00	0,97	0,97	0,3140

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ Y ESPECIE

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.013_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec.rel~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data13
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.013_RAIZ_crec.rel_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	357,32	383,52	-167,66	1,22	0,59	0,59

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	77	265,38	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	77	98,45	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	3	3,24	0,1779	0,7117	0,5433	0,2372	0,4942
Especie:Cobertura	2	77	1,03	0,3603	>0,9999	0,8325	0,3603	0,7506

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	6,9E-05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	2,42

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
B	1,00
SC	1,01
A	0,83

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.012_RAIZ_crec.r..	1	8	378,27	397,33	-181,14			
mlm.modelo.013_RAIZ_crec.r..	2	11	357,32	383,52	-167,66	1 vs 2	26,95	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 013 por MENOR AIC

CORRIJO HETEROGENIDAD DE ESPECIE SOLAMENTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.014_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec.rel~1+Cobertura+Especie+Cobertura:Especie
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_RAIZ_crec.rel_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
86	354,56	376,00	-168,28	1,18	0,59	0,59

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	77	280,17	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	3	3,08	0,1877	0,7509	0,5647
Especie	1	77	103,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura:Especie	2	77	1,12	0,3316	>0,9999	0,8005

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	6,5E-05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

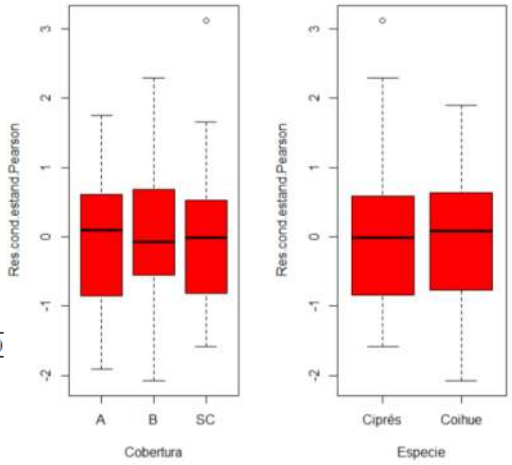
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	2,33

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ crec rel	86	0,00	0,97	0,98	0,6490



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.013_RAIZ_crec.r..	1	11	357,32	383,52	-167,66			
mlm.modelo.014_RAIZ_crec.r..	2	9	354,56	376,00	-168,28	1 vs 2	1,24	0,5375

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 014 por SER MÁS SIMPLE

CORRIJO SOLO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec.rel~1+Cobertura+Especie+Cobertura:Especie
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.014_RAIZ_crec.r..	1	9	354,56	376,00	-168,28			
mlm.modelo.015_RAIZ_crec.r..	2	10	381,54	405,36	-180,77	1 vs 2	24,98	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 014 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 014: EFECTO DE LA ESPECIE

RAIZ_crec.rel - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	6,17	0,42	A	
Ciprés	1,50	0,18		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrática por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.Vol.Temp_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Vol.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.Vol.Temp_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.Vol.Temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
83	134,19	152,94	-59,09	0,46	0,49	0,53

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	74	412,25	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	74	33,78	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	3	7,64	0,0665	0,2659	0,2406
Especie:Cobertura	2	74	1,63	0,2035	0,8139	0,5975

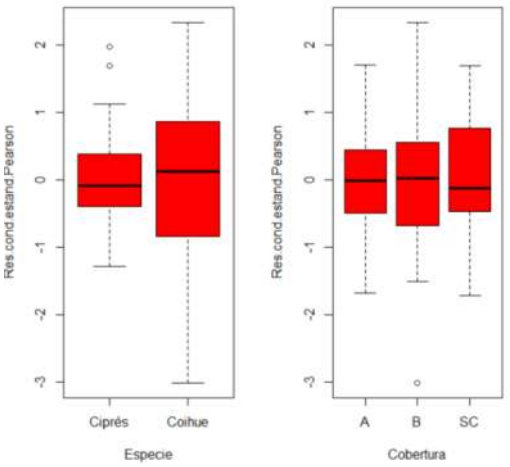
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,16

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc Vol Temp	83	0,00	0,96	0,99	0,9283



CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA POR ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Vol.Temp_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Vol.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Vol.Temp_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.Vol.Temp

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
83	126,34	147,43	-54,17	0,34	0,49	0,53

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	74	411,07	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	74	31,92	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	3	7,61	0,0668	0,2672	0,2416
Especie:Cobertura	2	74	1,58	0,2122	0,8487	0,6148

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,15

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

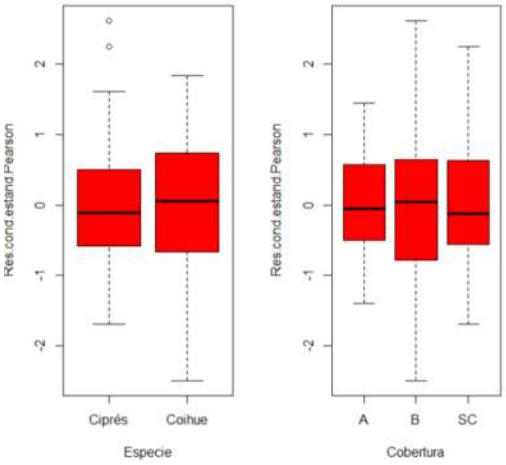
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	1,70

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc Vol Temp3	83	0,00	0,96	0,99	0,9512



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.Vo..	1	8	134,19	152,94	-59,09			
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Vo..	2	9	126,34	147,43	-54,17	1 vs 2	9,85	0,0017

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por MENOR AIC

NO ES NECESARIO CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.Vol.Temp_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Vol.Temp~1+Especie+Cobertura+Especie:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Vo..	1	9	126,34	147,43	-54,17			
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.Vo..	2	11	126,87	152,65	-52,44	1 vs 2	3,47	0,1764

p-valor/2 > 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por SER MÁS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA ESPECIE

RAIZ_Inc.Vol.Temp - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	1,96	0,11	A	
Ciprés	1,37	0,08		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec.rel~1+Especie:Cobertura+Especie+Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_RAIZ_crec.rel_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
83	450,98	469,73	-217,49	3,68	0,35	0,35

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	74	740,39	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	74	3,11	0,0820	0,3281	0,2899
Cobertura	2	3	17,52	0,0221	0,0886	0,0857
Especie:Cobertura	2	74	0,18	0,8344	>0,9999	0,9992

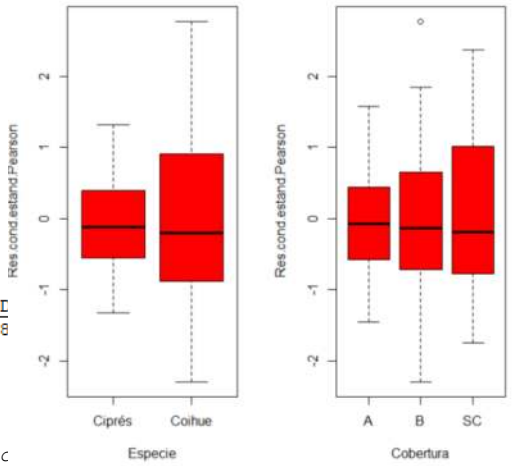
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,24



Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral I
RE 1 RAIZ_crec rel	83	0,00	0,97	0,98	0,798

CORRIJO HETERGONEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data07
,keep.data=FALSE)
```

ura

Resultados para el modelo: mlm.modelo.007_RAIZ_crec.rel_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
83	440,38	461,47	-211,19	2,51	0,35	0,36

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	74	477,73	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	74	3,00	0,0876	0,3503	0,3069
Cobertura	2	3	11,17	0,0408	0,1630	0,1533
Especie:Cobertura	2	74	0,19	0,8253	>0,9999	0,9991

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

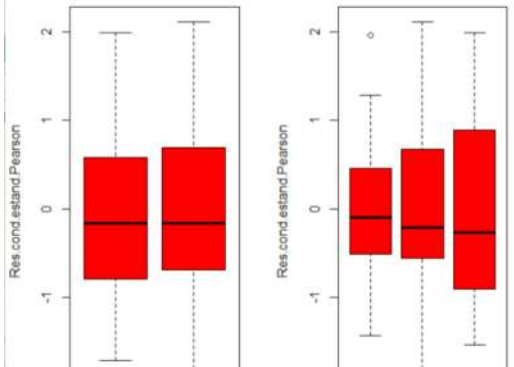
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,78

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie



Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	1,83

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_crec rel2	83	0,00	0,96	0,96	0,0913

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_RAIZ_crec.r..	1	8	450,98	469,73	-217,49			
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.r..	2	9	440,38	461,47	-211,19	1 vs 2	12,60	0,0004

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 007 por MENOR AIC

NO HACE FALTA CORRIGIR HETERGENIDAD DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_RAIZ_crec.rel_REML<-lme(RAIZ_crec.rel~1+Especie:Cobertura+Especie+Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data08
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.r..	1	9	440,38	461,47	-211,19			
mlm.modelo.008_RAIZ_crec.r..	2	11	441,84	467,62	-209,92	1 vs 2	2,54	0,2813

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 007 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 007: SIN EFECTOS DE LOS FACTORES ESTUDIADOS

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.011_Supervivencia_REML<-lme(Supervivencia~1+Especie+Luminosidad+Riego+Tiempo+Especie:Luminosidad+
+Especie:Riego+Especie:Tiempo+Luminosidad:Riego+Luminosidad:Tiempo+Riego:Tiempo+Especie:Luminosidad:Riego+
+Especie:Luminosidad:Tiempo+Especie:Riego:Tiempo+Luminosidad:Riego:Tiempo+Especie:Luminosidad:Riego:Tiempo
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.character(Tiempo))|Estructura/Grupo)
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data11
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.011_Supervivencia_REML

Variable dependiente: Supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
216	949,46	1247,17	-363,73	4,60	0,61	0,75

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	99	15556,47	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	99	5,61	0,0198	0,3169	0,2739	0,0634	0,2143
Luminosidad	2	9	1,75	0,2283	>0,9999	0,9842	0,3653	>0,9999
Riego	2	9	3,42	0,0784	>0,9999	0,7291	0,1607	0,5434
Tiempo	5	99	3,73	0,0039	0,0619	0,0602	0,0310	0,1047
Especie:Luminosidad	2	99	0,15	0,8580	>0,9999	>0,9999	0,9806	>0,9999
Especie:Riego	2	99	4,75	0,0107	0,1707	0,1577	0,0569	0,1924
Especie:Tiempo	5	99	0,61	0,6897	>0,9999	>0,9999	0,9196	>0,9999
Luminosidad:Riego	4	9	1,81	0,2120	>0,9999	0,9779	0,3653	>0,9999
Luminosidad:Tiempo	10	99	1,75	0,0804	>0,9999	0,7383	0,1607	0,5434
Riego:Tiempo	10	99	2,38	0,0143	0,2287	0,2057	0,0572	0,1933
Especie:Luminosidad:Riego	4	99	0,98	0,4247	>0,9999	0,9999	0,6178	>0,9999
Especie:Luminosidad:Tiempo..	10	99	0,21	0,9953	>0,9999	>0,9999	0,9997	>0,9999
Especie:Riego:Tiempo	10	99	0,63	0,7878	>0,9999	>0,9999	0,9696	>0,9999
Luminosidad:Riego:Tiempo	20	99	1,72	0,0430	0,6880	0,5050	0,1147	0,3877
Especie:Luminosidad:Riego:..	20	99	0,24	0,9997	>0,9999	>0,9999	0,9997	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

	(const)
(const)	0,67

Estructura de correlación

Modelo de correlación: ARMA(1,0)
Formula: ~ as.integer(as.character(Tiempo)) | Estructura/Grupo

Parámetros del modelo

Parámetro	Estim
Phi1	0,00

MODELO ELEGIDO 011: SIN EFECTO DE LOS FACTORES ESTUDIADOS

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.005_supervivencia_REML<-lme(supervivencia~1+luminosidad+humedad+especie+luminosidad:humedad+humedad:especie+luminosidad:
ivencia~1+luminosidad+humedad+especie+luminosidad:humedad+humedad:especie+luminosidad:especie+luminosidad:humedad:especie
,random=list(estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data05
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.005_supervivencia_REML

Variable dependiente: supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
36	176,89	194,70	-68,45	4,71	0,56	0,94

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	9	2137,79	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
luminosidad	2	9	1,20	0,3461	>0,9999	0,9666	0,5538	>0,9999
humedad	2	9	2,16	0,1712	>0,9999	0,7775	0,3425	0,9308
especie	1	9	4,50	0,0629	0,5032	0,4053	0,1677	0,4559
luminosidad:humedad	4	9	0,98	0,4639	>0,9999	0,9932	0,6185	>0,9999
humedad:especie	2	9	4,88	0,0368	0,2942	0,2590	0,1471	0,3998
luminosidad:especie	2	9	0,38	0,6975	>0,9999	0,9999	0,6975	>0,9999
luminosidad:humedad:especi..	4	9	0,75	0,5823	>0,9999	0,9991	0,6655	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|estructura

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

	(const)
(const)	1,73

CORRIJO HETEROGENIEDAD DE LUZ Y HUMEDAD

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_supervivencia_REML<-lme(supervivencia~1+luminosidad+humedad+especie+luminosidad:humedad+humedad:especie+
ncia~1+luminosidad+humedad+especie+luminosidad:humedad+humedad:especie+luminosidad:especie+luminosidad:humedad:especie
,random=list(estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|luminosidad)
,varIdent(form=~1|humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data07
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.007_supervivencia_REML

Variable dependiente: supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
36	149,72	171,09	-50,86	0,12	0,56	0,56

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	9	3,9E-05	0,9951	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999
luminosidad	2	9	2,1E-07	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999
humedad	2	9	2,0E-08	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999
especie	1	9	1,2E-08	0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999
luminosidad:humedad	4	9	0,75	0,5823	>0,9999	0,9991	>0,9999	>0,9999
humedad:especie	2	9	0,02	0,9803	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999
luminosidad:especie	2	9	2,0E-07	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999	>0,9999
luminosidad:humedad:especi..	4	9	0,75	0,5823	>0,9999	0,9991	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|estructura

Desvíos estándares relativos al residual y correlaciones

	(const)
(const)	1,5E-09

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | luminosidad

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
D80	1,00
S50	4,0E-05
SC	24,52

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | humedad

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
R1	1,00
R3	610935,58
R2	24,52

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.005_supervivenc..	1	20	176,89	194,70	-68,45			
mlm.modelo.007_supervivenc..	2	24	149,72	171,09	-50,86	1 vs 2	35,17	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 007 por MENOR AIC
MODELO ELEGIDO 007: SIN EFECTOS DE LOS FACTORES ESTUDIADOS

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.DAC_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+
Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	29,20	104,88	5,40	0,22	0,74	0,75

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	316	4179,37	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	308,47	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	151,60	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	17,51	0,0008	0,0063	0,0063
Especie:Cobertura	2	316	4,87	0,0083	0,0660	0,0642
Cobertura:Riego	4	9	0,86	0,5217	>0,9999	0,9973
Especie:Riego	2	316	0,94	0,3899	>0,9999	0,9808
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,21	0,9309	>0,9999	>0,9999

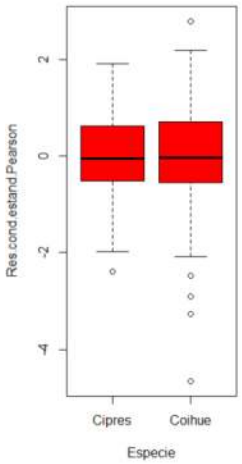
Parámetros de los efectos aleatorios

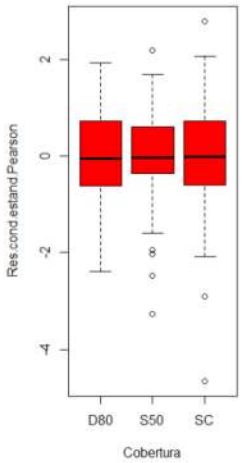
Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

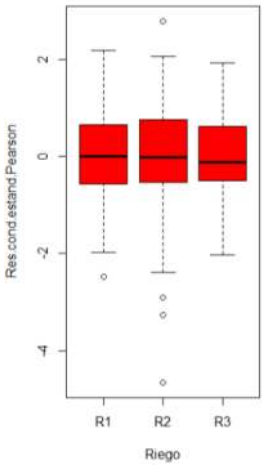
	(const)
(const)	0,04





Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc DAC	343	0,00	0,97	0,99	0,1372



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.DAC_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+
Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	26,67	109,92	8,66	0,25	0,74	0,75

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	316	3836,03	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	304,87	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	142,87	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	16,05	0,0011	0,0086	0,0086
Especie:Cobertura	2	316	5,35	0,0052	0,0414	0,0407
Cobertura:Riego	4	9	0,80	0,5551	>0,9999	0,9985
Especie:Riego	2	316	0,93	0,3968	>0,9999	0,9825
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,19	0,9411	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

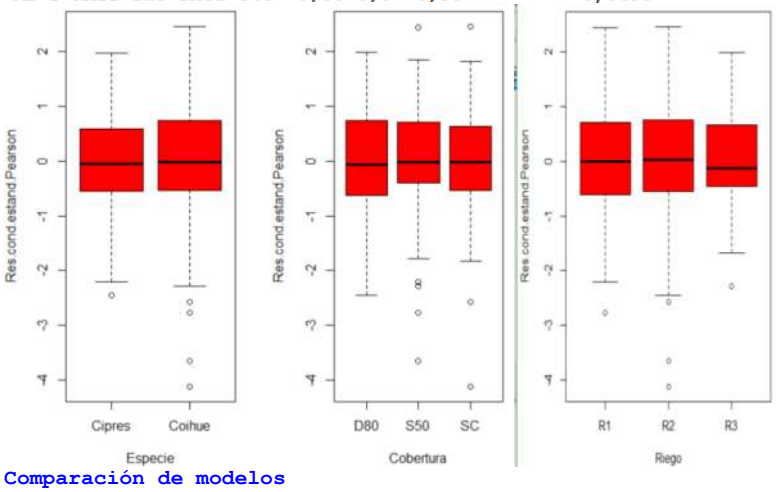
Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
SC	1,00
S50	0,78
D80	0,86

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc DAC1	343	0,00	0,97	0,99	0,0490



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.DA..	1	20	29,20	104,88	5,40			
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.DA..	2	22	26,67	109,92	8,66	1 vs 2	6,53	0,0383

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 001 por MENOR AIC PERO NO CUMPLE NORMALIDAD

CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DAC_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+
Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Riego))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	24,33	115,14	11,84	0,24	0,74	0,75

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	316	4554,42	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	313,59	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	167,13	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	19,93	0,0005	0,0039	0,0039
Especie:Cobertura	2	316	5,36	0,0051	0,0411	0,0404
Cobertura:Riego	4	9	0,96	0,4737	>0,9999	0,9941
Especie:Riego	2	316	1,11	0,3317	>0,9999	0,9602
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,20	0,9395	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,04

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
SC	1,00
S50	0,83
D80	0,91

Modelo de varianzas: varIdent

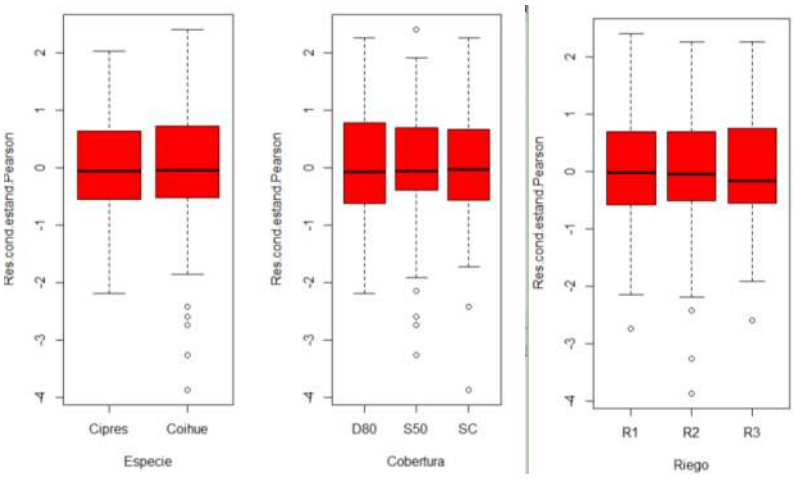
Formula: ~ 1 | Riego

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
R1	1,00
R3	0,86
R2	1,12

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc DAC2	343	0,00	0,97	0,99	0,1276



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.DA..	1	22	26,67	109,92	8,66			
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DA..	2	24	24,33	115,14	11,84	1 vs 2	6,35	0,0419

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 003 por MENOR AIC

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.DAC_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+
Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Riego)
,varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	21,08	115,67	14,46	0,21	0,74	0,75

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	316	4664,77	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	312,26	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	168,71	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	20,45	0,0004	0,0036	0,0036
Especie:Cobertura	2	316	5,41	0,0049	0,0390	0,0383
Cobertura:Riego	4	9	0,98	0,4637	>0,9999	0,9932
Especie:Riego	2	316	1,08	0,3406	>0,9999	0,9642
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,19	0,9424	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,04

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

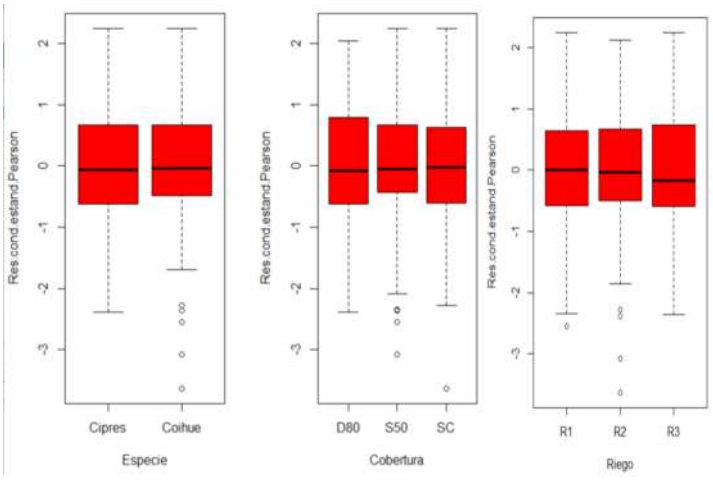
Parámetro	Estim
SC	1,00
S50	0,83
D80	0,94

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Riego

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim



R1	1,00
R3	0,86
R2	1,09

modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,21

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc DAC3	343	0,00	0,97	0,99	0,1646

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.DA..	1	25	21,08	115,67	14,46			
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DA..	2	24	24,33	115,14	11,84	1 vs 2	5,25	0,0220

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por MENOR AIC

MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA INTERACCIÓN ESPECIE-LUZ Y DE LA HUMEDAD

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Cobertura	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CI LM VS LB	-0,50	0,04	151,77	1	316	<0,0001	<0,0001
CI LA VS LB	-0,58	0,04	174,81	1	316	<0,0001	<0,0001
CI LM VS LA	-0,08	0,04	3,53	1	316	0,0613	0,5519
CO LM VS LB	-0,65	0,05	187,31	1	316	<0,0001	<0,0001
CO LA VS LB	-0,56	0,05	117,85	1	316	<0,0001	<0,0001
CO LM VS LA	0,08	0,05	2,93	1	316	0,0878	0,7905
LB CI VS CO	-0,37	0,04	82,84	1	316	<0,0001	<0,0001
LM CI VS CO	-0,52	0,04	209,83	1	316	<0,0001	<0,0001
LA CI VS CO	-0,35	0,04	62,47	1	316	<0,0001	<0,0001
Total			62,47	1	316	<0,0001	<0,0001

Pruebas de hipótesis para contrastes

Riego	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
R1 VS R2	-0,07	0,04	3,34	1	9	0,1011	0,3033
R1 VS R3	0,16	0,04	19,51	1	9	0,0017	0,0050
R2 VS R3	0,22	0,04	37,77	1	9	0,0002	0,0005
Total			37,77	1	9	0,0002	0,0002

RAIZ_Inc.DAC - Medias ajustadas y errores estándares para Riego
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Riego	Medias	E.E.		
R2	1,11	0,03	A	
R1	1,04	0,03	A	
R3	0,88	0,02		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.DAC - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Cobertura
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Cobertura	Medias	E.E.				
Coihue	S50	1,46	0,03	A			
Coihue	SC	1,38	0,04	A			
Cipres	SC	1,02	0,03		B		
Cipres	S50	0,94	0,03		B	C	
Coihue	D80	0,81	0,04			C	
Cipres	D80	0,44	0,03				D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_RAIZ_crec.rel.DAC_REML<-
lme(RAIZ_crec.rel.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:R
iego+Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_RAIZ_crec.rel.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	1245,44	1321,12	-602,72	1,41	0,73	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	316	3168,09	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	368,54	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	116,59	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	13,57	0,0019	0,0153	0,0152
Especie:Cobertura	2	316	5,71	0,0037	0,0294	0,0290
Cobertura:Riego	4	9	0,90	0,5045	>0,9999	0,9964
Especie:Riego	2	316	0,39	0,6807	>0,9999	0,9999
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,30	0,8783	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

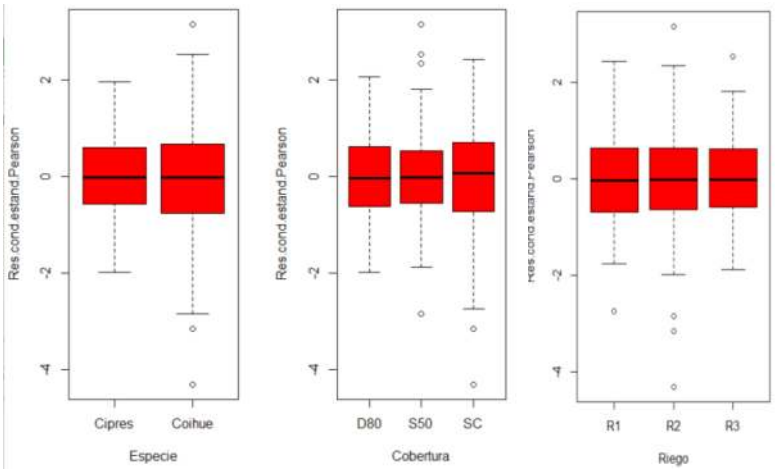
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,31

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ crec rel DAC	343	0,00	0,97	0,99	0,7097



CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.rel.DAC_REML<-
lme(RAIZ_crec.rel.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:R
iego+Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data07
```

,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.007_RAIZ_crec.rel.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	1230,45	1309,91	-594,23	1,17	0,73	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	316	3396,00	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	364,57	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	124,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	14,57	0,0015	0,0120	0,0120
Especie:Cobertura	2	316	5,65	0,0039	0,0309	0,0305
Cobertura:Riego	4	9	0,97	0,4677	>0,9999	0,9936
Especie:Riego	2	316	0,37	0,6897	>0,9999	0,9999
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,30	0,8809	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,28

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

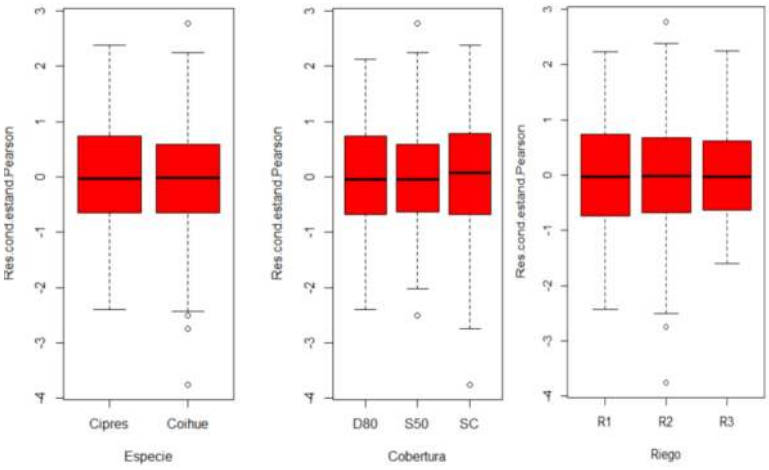
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,39

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE1_RAIZ_crec_rel_DAC1	343	0,00	0,97	0,99	0,9223



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_RAIZ_crec.r..	1	20	1245,44	1321,12	-602,72			
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.r..	2	21	1230,45	1309,91	-594,23	1 vs 2	16,99	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 007 por MENOR AIC

NO ES NECESARIO CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_RAIZ_crec.rel.DAC_REML<-
lme(RAIZ_crec.rel.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:R
iego+Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data08
```

,keep.data=FALSE)

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.r..	1	21	1230,45	1309,91	-594,23			
mlm.modelo.008_RAIZ_crec.r..	2	23	1231,61	1318,64	-592,81	1 vs 2	2,84	0,2417

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 0027por SER MÁS SIMPLE

CORRIJO HETERGOGENIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.010_RAIZ_crec.rel.DAC_REML<-
lme(RAIZ_crec.rel.DAC~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:R
iego+Especie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Riego))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data10
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.010_RAIZ_crec.rel.DAC_REML

Variable dependiente: RAIZ_crec.rel.DAC

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
343	1228,18	1315,21	-591,09	1,20	0,73	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	316	3839,56	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	316	372,39	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	141,00	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	17,57	0,0008	0,0062	0,0062
Especie:Cobertura	2	316	5,74	0,0036	0,0284	0,0281
Cobertura:Riego	4	9	1,12	0,4065	>0,9999	0,9846
Especie:Riego	2	316	0,44	0,6469	>0,9999	0,9998
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,31	0,8697	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,25

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

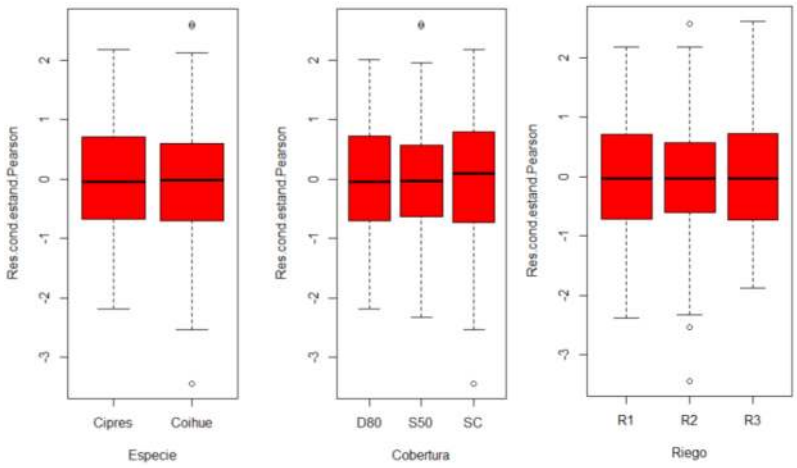
Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,38

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Riego
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
R1	1,00
R3	0,84
R2	1,08

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE1_RAIZ_crec_rel_DAC	343	0,00	0,97	0,99	0,8921



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_RAIZ_crec.r..	1	21	1230,45	1309,91	-594,23			
mlm.modelo.010_RAIZ_crec.r..	2	23	1228,18	1315,21	-591,09	1 vs 2	6,27	0,0435

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 010 por MENOR AIC

MODELO ELEGIDO 010: EFECTO DE LA INTERACCIÓN ESPECIE-LUZ Y DE LA HUMEDAD

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Cobertura	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ci lb vs li	-2,78	0,26	115,51	1	316	<0,0001	<0,0001
ci lb vs la	-3,36	0,26	165,92	1	316	<0,0001	<0,0001
ci li vs la	-0,58	0,26	4,99	1	316	0,0261	0,2352
co lb vs li	-3,94	0,33	141,55	1	316	<0,0001	<0,0001
co lb vs la	-3,54	0,34	110,26	1	316	<0,0001	<0,0001
co li vs la	0,40	0,34	1,40	1	316	0,2371	>0,9999
lb ac vs nd	-2,49	0,26	89,45	1	316	<0,0001	<0,0001
li ac vs nd	-3,65	0,26	198,64	1	316	<0,0001	<0,0001
la ac vs nd	-2,67	0,27	98,93	1	316	<0,0001	<0,0001
Total			98,93	1	316	<0,0001	<0,0001

Pruebas de hipótesis para contrastes

Riego	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
r1 vs r2	-0,31	0,24	1,65	1	9	0,2314	0,6942
r1 vs r3	0,99	0,23	19,07	1	9	0,0018	0,0054
r2 vs r3	1,30	0,23	30,94	1	9	0,0004	0,0011
Total			30,94	1	9	0,0004	0,0004

RAIZ_crec.rel.DAC - Medias ajustadas y errores estándares para Riego

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Riego	Medias	E.E.		
R2	6,47	0,17	A	
R1	6,16	0,17	A	
R3	5,16	0,16		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_crec.rel.DAC - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Cobertura

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Cobertura	Medias	E.E.			
Coihue	S50	8,85	0,23	A		
Coihue	SC	8,45	0,24	A		
Cipres	SC	5,77	0,19		B	
Cipres	S50	5,19	0,18		B	
Coihue	D80	4,90	0,24		B	
Cipres	D80	2,42	0,18			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.HT_REML<-
lme(RAIZ_Inc.HT~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+E
specie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.HT_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.HT

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
340	912,48	987,97	-436,24	0,86	0,55	0,56

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	313	1093,34	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	313	328,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	12,59	0,0025	0,0197	0,0195
Riego	2	9	1,58	0,2583	>0,9999	0,9084
Especie:Cobertura	2	313	1,70	0,1837	>0,9999	0,8028
Cobertura:Riego	4	9	0,82	0,5426	>0,9999	0,9981
Especie:Riego	2	313	0,13	0,8763	>0,9999	>0,9999
Especie:Cobertura:Riego	4	313	0,38	0,8215	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

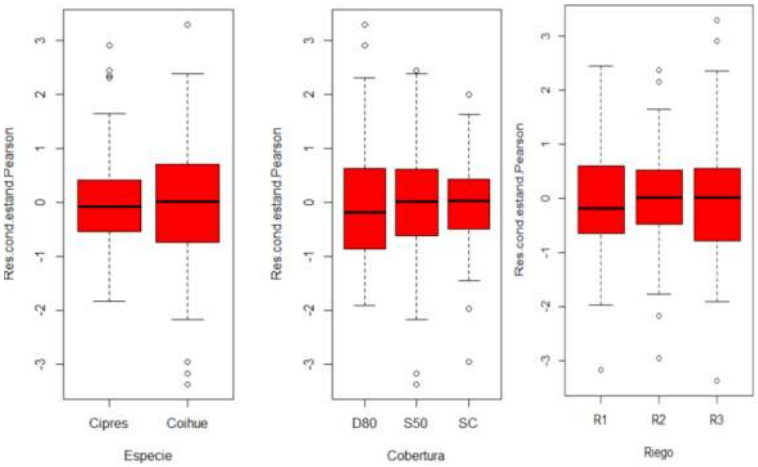
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,18

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc HT	340	0,00	0,97	0,99	0,2279



CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.HT_REML<-
lme(RAIZ_Inc.HT~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+E
specie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
```

,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.HT_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.HT

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
340	897,22	976,49	-427,61	0,70	0,55	0,56

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	313	996,55	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	313	325,51	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	11,47	0,0033	0,0268	0,0264
Riego	2	9	1,45	0,2846	>0,9999	0,9314
Especie:Cobertura	2	313	1,68	0,1875	>0,9999	0,8101
Cobertura:Riego	4	9	0,75	0,5825	>0,9999	0,9991
Especie:Riego	2	313	0,13	0,8752	>0,9999	>0,9999
Especie:Cobertura:Riego	4	313	0,38	0,8217	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,20

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

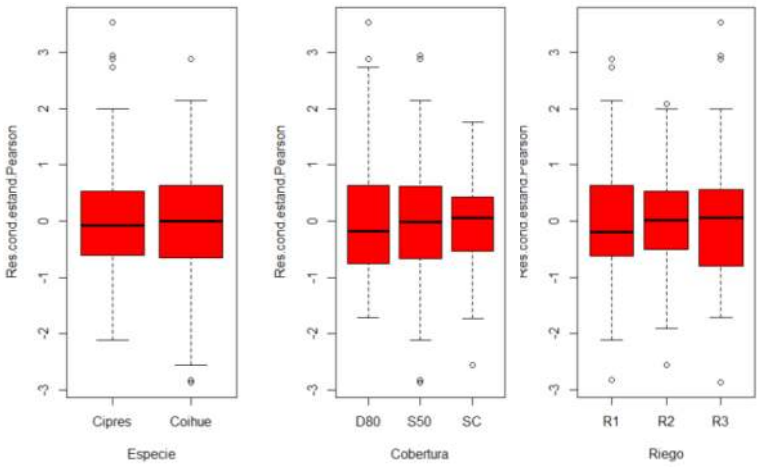
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,41

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc HT1	340	0,00	0,97	0,99	0,2029



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.HT..	1	20	912,48	987,97	-436,24			
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.HT..	2	21	897,22	976,49	-427,61	1 vs 2	17,26	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 001 por MENOR AIC

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.HT_REML<-
lme(RAIZ_Inc.HT~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+E
specie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit

,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.HT_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.HT

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
340	886,95	973,76	-420,47	0,74	0,55	0,57

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	313	987,69	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	313	329,11	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	10,75	0,0041	0,0330	0,0325
Riego	2	9	1,42	0,2913	>0,9999	0,9364
Especie:Cobertura	2	313	1,88	0,1536	>0,9999	0,7367
Cobertura:Riego	4	9	0,77	0,5731	>0,9999	0,9989
Especie:Riego	2	313	0,13	0,8764	>0,9999	>0,9999
Especie:Cobertura:Riego	4	313	0,44	0,7766	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,20

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,47

Modelo de varianzas: varIdent

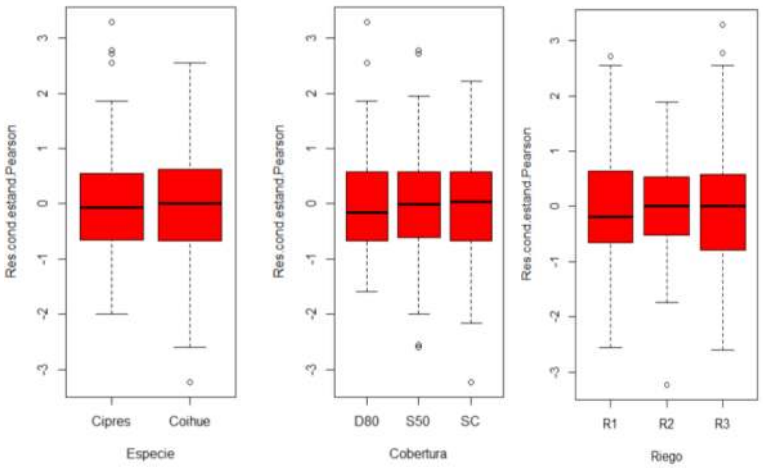
Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
S50	1,00
D80	1,02
SC	0,71

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_1_RAIZ_Inc_HT2	340	0,00	0,97	0,99	0,5392



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.HT..	1	21	897,22	976,49	-427,61			
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.HT..	2	23	886,95	973,76	-420,47	1 vs 2	14,27	0,0008

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por MENOR AIC

NO HACE FALTA CORREGIR POR HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.HT_REML<-
lme(RAIZ_Inc.HT~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego+E
specie:Cobertura:Riego
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Riego))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.HT..	1	23	886,95	973,76	-420,47			
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.HT..	2	25	887,82	982,19	-418,91	1 vs 2	3,13	0,2094

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 002 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA ESPECIE Y LA LUZ

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
lb vs li	-0,69	0,17	16,65	1	9	0,0028	0,0083
lb vs la	-0,06	0,16	0,12	1	9	0,7373	>0,9999
li vs la	0,64	0,16	16,10	1	9	0,0031	0,0092
Total			16,10	1	9	0,0031	0,0031

RAIZ_Inc.HT - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Medias	E.E.		
S50	2,53	0,12	A	
SC	1,89	0,11		B
D80	1,84	0,12		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.HT - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	2,94	0,09	A	
Cipres	1,24	0,07		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en altura. Primera temporada

Se probó transformar la variable por falta de normalidad con logaritmo, raiz cuadrada y potencial, no se corrigió la no normalidad. Los datos presentan una distribución exponencial. Se eliminaron los datos con incremento igual a 0 y se utilizó un modelo lineal generalizado mixto con distribución gamma.

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.003_crec.rel.ht_ML<-
glmer(crec.rel.ht~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego
+Especie:Cobertura:Riego+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data03)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.003_crec.rel.ht_ML

Variable dependiente: crec.rel.ht

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
326	2851,83	2927,57	-1405,91	245,78

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	308	135,06	<0,0001
Cobertura	2	308	11,29	<0,0001
Riego	2	308	0,21	0,8102
Especie:Cobertura	2	308	1,57	0,2104
Cobertura:Riego	4	308	4,29	0,0022
Especie:Riego	2	308	0,63	0,5352
Especie:Cobertura:Riego	4	308	1,09	0,3621

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	4,6E-03	0,07
Residual		0,79	0,89

Deviance 245.78 / df 308 = 0,796 el modelo ajusta a los datos

EFECTO DE LA INTERACCIÓN LUZ-HUMEDAD Y DE LA ESPECIE

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Riego	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
LB R1 VS R2	0,10	0,21	0,25	1	0,6192	>0,9999
LB R3 VS R2	-0,56	0,22	6,55	1	0,0105	0,1883
LB R3 VS R1	-0,45	0,22	4,35	1	0,0371	0,6679
LI R1 VS R2	0,16	0,20	0,66	1	0,4171	>0,9999
LI R3 VS R2	0,04	0,20	0,03	1	0,8524	>0,9999
LI R3 VS R1	0,20	0,20	0,98	1	0,3218	>0,9999
LA R1 VS R2	-0,15	0,20	0,53	1	0,4666	>0,9999
LA R3 VS R2	0,64	0,22	8,68	1	0,0032	0,0580
LA R3 VS R1	0,49	0,22	5,14	1	0,0234	0,4218
R1 LI VS LB	-0,61	0,21	8,92	1	0,0028	0,0509
R1 LA VS LB		2,0e29	269,29	1	<0,0001	<0,0001
R1 LA VS LI	0,55	0,20	7,59	1	0,0059	0,1059
R2 LI VS LB	-0,56	0,20	7,41	1	0,0065	0,1165
R2 LA VS LB		2,0E29	269,29	1	<0,0001	<0,0001
R2 LA VS LI	0,25	0,20	1,54	1	0,2153	>0,9999
R3 LI VS LB	0,04	0,21	0,03	1	0,8636	>0,9999
R3 LA VS LB		2,08E29	269,29	1	<0,0001	<0,0001
R3 LA VS LI	0,85	0,22	15,30	1	0,0001	0,0016
Total			15,30	1	0,0001	0,0001

crec.rel.ht - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.	
Coihue	3,85	0,07	46,92	3,12	A
Cipres	2,77	0,07	15,99	1,12	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

crec.rel.ht - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Riego

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Riego	PredLin	E.E.	Media	E.E.			
S50	R1	3,74	0,14	42,05	5,94	A		
S50	R2	3,58	0,14	35,79	4,99	A	B	
D80	R3	3,58	0,16	35,78	5,70	A	B	
S50	R3	3,54	0,14	34,49	4,89	A	B	
SC	R2	3,33	0,14	27,99	3,95	A	B	C
SC	R1	3,19	0,14	24,18	3,46	A	B	C
D80	R1	3,13	0,15	22,76	3,41	A	B	C
D80	R2	3,02	0,15	20,51	3,07		B	C
SC	R3	2,69	0,16	14,80	2,43			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento absoluto en volumen. Primera temporada

Se probó transformar la variable por falta de normalidad con logaritmo, raiz cuadrada y potencial, no se corrigió la no normalidad. Los datos presentan una distribución exponencial. Se eliminaron los datos con incremento igual a 0 y se utilizó un modelo lineal generalizado mixto con distribución gamma dado el histograma de los datos.

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.000_Inc.Vol.cm3_ML<-
glmer(Inc.Vol.cm3~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura+Cobertura:Riego+Especie:Riego
+Especie:Cobertura:Riego+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data00)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.000_Inc.Vol.cm3_ML

Variable dependiente: Inc.Vol.cm3

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
334	1150,26	1226,48	-555,13	146,16

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	316	386,76	<0,0001
Cobertura	2	316	108,99	<0,0001
Riego	2	316	18,17	<0,0001
Especie:Cobertura	2	316	1,59	0,2062
Cobertura:Riego	4	316	1,20	0,3088
Especie:Riego	2	316	0,52	0,5952
Especie:Cobertura:Riego	4	316	0,16	0,9581

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	0,00	6,3E-09
Residual		0,41	0,64

Deviance 146,16 / df 316 = 0,465 el modelo ajusta a los datos

EFECTO DE LA ESPECIE, LA LUZ Y LA HUMEDAD

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
lb vs li	-1,20	0,09	200,62	1	<0,0001	<0,0001
lb vs la	-0,94	0,09	115,68	1	<0,0001	<0,0001
li vs la	0,26	0,09	9,30	1	0,0023	0,0069
Total			9,30	1	0,0023	0,0023

Pruebas de hipótesis para contrastes

Riego	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
r1 vs r2	-0,24	0,08	8,41	1	0,0037	0,0112
r1 vs r3	0,28	0,09	10,60	1	0,0011	0,0034
r2 vs r3	0,53	0,09	36,34	1	<0,0001	<0,0001
Total			36,34	1	<0,0001	<0,0001

Inc.Vol.cm3 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Coihue	1,50	0,05	4,47	0,22	A	
Cipres	0,11	0,05	1,12	0,06		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Inc.Vol.cm3 - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	PredLin	E.E.	Media	E.E.			
S50	1,29	0,06	3,65	0,21	A		
SC	1,03	0,06	2,81	0,18		B	
D80	0,09	0,06	1,10	0,07			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Inc.Vol.cm3 - Medias ajustadas y errores estándares para Riego

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Riego	PredLin	E.E.	Media	E.E.			
R2	1,06	0,06	2,89	0,17	A		
R1	0,82	0,06	2,27	0,13		B	
R3	0,54	0,06	1,71	0,11			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación logarítmica por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_LOG10_crec.rel.vol_REML<-
lme(LOG10_crec.rel.vol~1+Riego+Especie+Cobertura+Riego:Especie+Especie:Cobertura+Riego:Espe
cie:Cobertura+Riego:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_LOG10_crec.rel.vol_REML

Variable dependiente: LOG10_crec.rel.vol

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
334	246,66	321,77	-103,33	0,31	0,65	0,67

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	307	7368,81	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	6,87	0,0154	0,1235	0,1170
Especie	1	307	329,81	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	60,68	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego:Especie	2	307	0,40	0,6721	>0,9999	0,9999
Especie:Cobertura	2	307	2,24	0,1081	0,8648	0,5996
Riego:Cobertura	4	9	0,96	0,4747	>0,9999	0,9942
Riego:Especie:Cobertura	4	307	0,20	0,9385	>0,9999	>0,9999

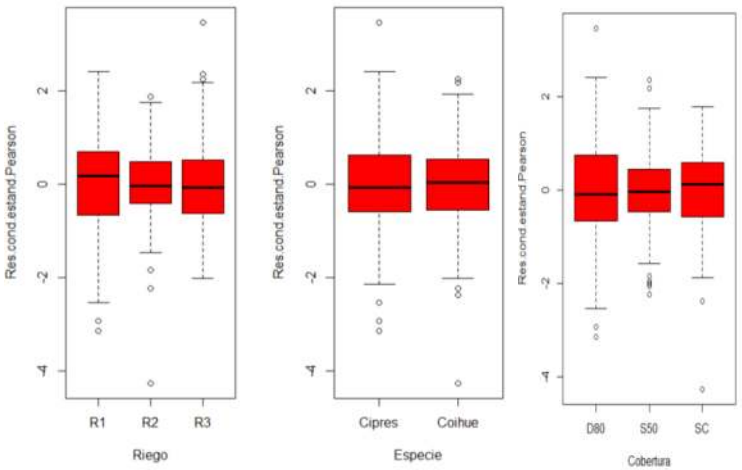
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,07

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 LOG10 crec rel vol	334	0,00	0,97	0,99	0,3230



CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_LOG10_crec.rel.vol_REML<-
lme(LOG10_crec.rel.vol~1+Riego+Especie+Cobertura+Riego:Especie+Especie:Cobertura+Riego:Espe
cie:Cobertura+Riego:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
```

,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_LOG10_crec.rel.vol_REML

Variable dependiente: LOG10_crec.rel.vol

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
334	236,81	319,43	-96,40	0,27	0,65	0,66

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	307	8565,16	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego	2	9	7,97	0,0102	0,0816	0,0787
Especie	1	307	324,27	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	62,55	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Riego:Especie	2	307	0,40	0,6711	>0,9999	0,9999
Especie:Cobertura	2	307	2,42	0,0904	0,7235	0,5315
Riego:Cobertura	4	9	1,08	0,4217	>0,9999	0,9875
Riego:Especie:Cobertura	4	307	0,20	0,9363	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,06

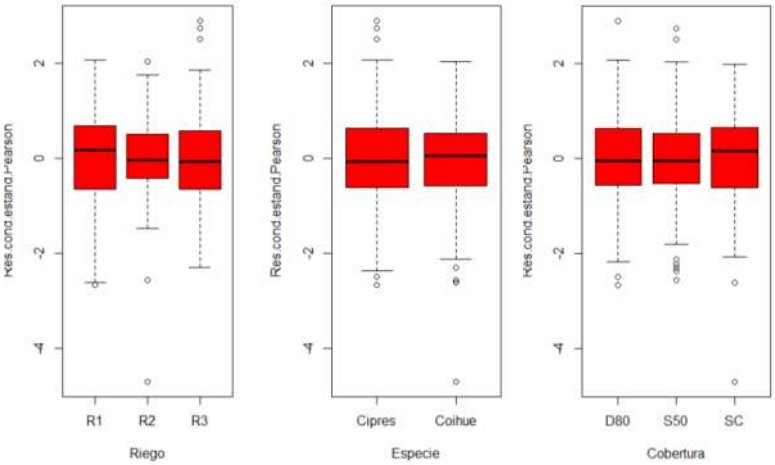
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Cobertura
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
S50	1,00
D80	1,39
SC	1,05

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_1_LOG10_crec_rel_vol1	334	0,00	0,97	0,99	0,1432



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_LOG10_crec...	1	20	246,66	321,77	-103,33			
mlm.modelo.001_LOG10_crec...	2	22	236,81	319,43	-96,40	1 vs 2	13,85	0,0010

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 001 por MENOR AIC

NO HACE FALTA CORRIGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.002_LOG10_crec.rel.vol_REML<-
lme(LOG10_crec.rel.vol~1+Riego+Especie+Cobertura+Riego:Especie+Especie:Cobertura+Riego:Especie:Cobertura+Riego:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Riego))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02

```
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_LOG10_crec...	1	22	236,81	319,43	-96,40			
mlm.modelo.002_LOG10_crec...	2	24	237,30	327,44	-94,65	1 vs 2	3,51	0,1729

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 001 por ser mas simple

NO HACE FAKTA CORRIGIR HETERGONEIDAD POR ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_LOG10_crec.rel.vol_REML<-
lme(LOG10_crec.rel.vol~1+Riego+Especie+Cobertura+Riego:Especie+Especie:Cobertura+Riego:Espe
cie:Cobertura+Riego:Cobertura
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_LOG10_crec...	1	22	236,81	319,43	-96,40			
mlm.modelo.003_LOG10_crec...	2	23	238,72	325,10	-96,36	1 vs 2	0,09	0,7609

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 001 por ser mas simple

MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA LUZ Y LA ESPECIE

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
lb vs li	-0,58	0,06	108,73	1	9	<0,0001	<0,0001
lb vs la	-0,54	0,06	89,21	1	9	<0,0001	<0,0001
li vs la	0,04	0,05	0,70	1	9	0,4242	>0,9999
Total			0,70	1	9	0,4242	0,4242

LOG10_crec.rel.vol - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	2,36	0,03	A	
Cipres	1,75	0,03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

LOG10_crec.rel.vol - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Medias	E.E.		
S50	2,26	0,03	A	
SC	2,22	0,04	A	
D80	1,68	0,04		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.005_Supervivencia_REML<-
lme(Supervivencia~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura:Riego+Especie:Cobertura+Cober
tura:Riego+Especie:Riego+Tiempo+Riego:Tiempo+Cobertura:Tiempo+Especie:Tiempo+Cobertura:Rieg
o:Tiempo+Especie:Riego:Tiempo+Especie:Cobertura:Tiempo+Especie:Cobertura:Riego:Tiempo
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.numeric(Tiempo))|Estructura/Grupo)
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data05
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.005_Supervivencia_REML

Variable dependiente: Supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
432	1745,00	2484,19	-653,50	11,45	0,78	0,89

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	207	959,71	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	207	38,56	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	5,99	0,0222	0,3550	0,3016
Riego	2	9	4,41	0,0462	0,7394	0,5309
Tiempo	11	207	6,17	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie:Cobertura	2	207	5,63	0,0042	0,0667	0,0647
Cobertura:Riego	4	9	1,02	0,4491	>0,9999	0,9999
Especie:Riego	2	207	6,10	0,0027	0,0428	0,0419
Riego:Tiempo	22	207	1,09	0,3551	>0,9999	0,9991
Cobertura:Tiempo	22	207	1,41	0,1103	>0,9999	0,8458
Especie:Tiempo	11	207	4,86	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie:Cobertura:Riego	4	207	1,05	0,3813	>0,9999	0,9995
Cobertura:Riego:Tiempo	44	207	1,37	0,0764	>0,9999	0,7195
Especie:Riego:Tiempo	22	207	0,78	0,7529	>0,9999	>0,9999
Especie:Cobertura:Tiempo	22	207	1,10	0,3536	>0,9999	0,9991
Especie:Cobertura:Riego:Ti..	44	207	1,06	0,3788	>0,9999	0,9995

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	8,63

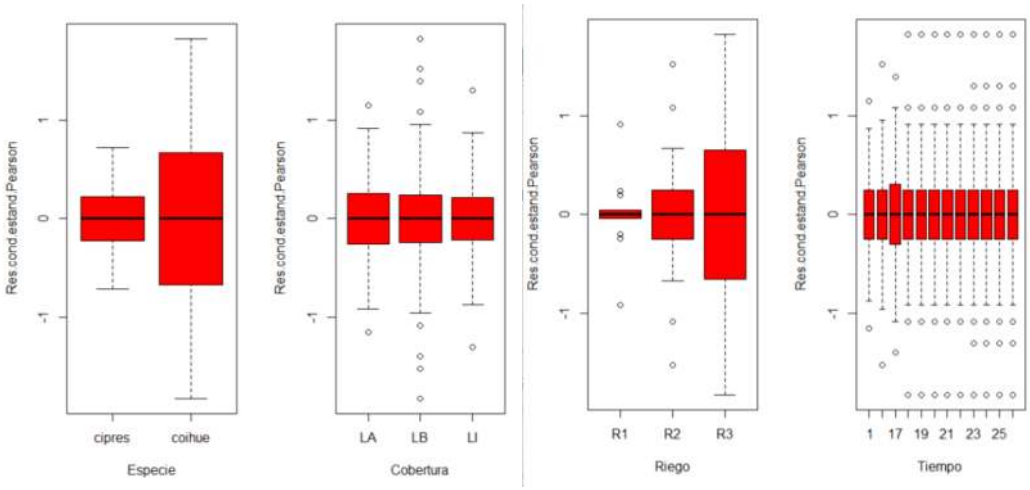
Estructura de correlación

Modelo de correlación: AR(1)

Formula: ~ as.integer(as.numeric(Tiempo)) | Estructura/Grupo

Parámetros del modelo

Parámetro	Estim
Phi	0,96



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD Y ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_Supervivencia_REML<-
lme(Supervivencia~1+Especie+Cobertura+Riego+Especie:Cobertura:Riego+Especie:Cobertura+Cober
tura:Riego+Especie:Riego+Tiempo+Riego:Tiempo+Cobertura:Tiempo+Especie:Tiempo+Cobertura:Rieg
o:Tiempo+Especie:Riego:Tiempo+Especie:Cobertura:Tiempo+Especie:Cobertura:Riego:Tiempo
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Riego)
,varIdent(form=~1|Especie))
,correlation=corAR1(form=~as.integer(as.numeric(Tiempo))|Estructura/Grupo)
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_Supervivencia_REML

Variable dependiente: Supervivencia

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
432	1507,00	2256,31	-531,50	6,08	0,78	0,85

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	207	913,07	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	207	33,38	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	9	5,70	0,0252	0,4030	0,3351
Riego	2	9	4,85	0,0372	0,5954	0,4549
Tiempo	11	207	3,76	0,0001	0,0010	0,0010
Especie:Cobertura	2	207	4,87	0,0086	0,1369	0,1284
Cobertura:Riego	4	9	1,00	0,4545	>0,9999	0,9999
Especie:Riego	2	207	8,43	0,0003	0,0049	0,0048
Riego:Tiempo	22	207	1,09	0,3637	>0,9999	0,9993
Cobertura:Tiempo	22	207	0,86	0,6520	>0,9999	>0,9999
Especie:Tiempo	11	207	2,96	0,0012	0,0187	0,0185
Especie:Cobertura:Riego	4	207	1,38	0,2431	>0,9999	0,9884
Cobertura:Riego:Tiempo	44	207	0,69	0,9294	>0,9999	>0,9999
Especie:Riego:Tiempo	22	207	0,76	0,7663	>0,9999	>0,9999
Especie:Cobertura:Tiempo	22	207	0,66	0,8723	>0,9999	>0,9999
Especie:Cobertura:Riego:Ti..	44	207	0,55	0,9905	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	8,51

Estructura de correlación

Modelo de correlación: AR(1)

Formula: ~ as.integer(as.numeric(Tiempo)) | Estructura/Grupo

Parámetros del modelo

Parámetro	Estim
Phi	0,95

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Riego

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
R1	1,00
R2	3,34
R3	3,64

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
coihue	1,00
cipres	0,15

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.005_Supervivenc..	1	219	1745,00	2484,19	-653,50			
mlm.modelo.006_Supervivenc..	2	222	1507,00	2256,31	-531,50	1 vs 2	244,00	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 006 por MENOR AIC

MODELO ELEGIDO 005: EFECTO DE LA INTERACCIÓN ESPECIE-HUMEDAD Y ESPECIE-TIEMPO

Supervivencia - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Riego

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Riego	Medias	E.E.		
cipres	R1	96,67	3,49	A	
cipres	R2	95,14	3,65	A	
cipres	R3	92,08	3,68	A	
coihue	R1	90,97	4,14	A	
coihue	R2	70,42	8,27	A	B
coihue	R3	56,39	8,88		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Supervivencia - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Tiempo

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Tiempo	Medias	E.E.		
cipres	1	95,56	2,10	A	
cipres	17	95,00	2,10	A	
cipres	12	95,00	2,10	A	
cipres	23	94,44	2,10	A	
cipres	22	94,44	2,10	A	
cipres	21	94,44	2,10	A	
cipres	24	94,44	2,10	A	
cipres	26	94,44	2,10	A	
cipres	25	94,44	2,10	A	
cipres	20	94,44	2,10	A	
cipres	19	94,44	2,10	A	
cipres	18	94,44	2,10	A	
coihue	1	83,33	4,62	A	B
coihue	12	77,78	4,62		B
coihue	17	72,22	4,62		B
coihue	21	71,11	4,62		B
coihue	22	71,11	4,62		B
coihue	19	71,11	4,62		B
coihue	20	71,11	4,62		B
coihue	18	71,11	4,62		B
coihue	23	70,56	4,62		B
coihue	26	70,56	4,62		B
coihue	25	70,56	4,62		B
coihue	24	70,56	4,62		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_supervivencia.final1_REML<-
lme(supervivencia.final1~1+cobertura+riego+especie2+cobertura:riego+riego:especie2+cobertur
a:especie2+cobertura:riego:especie2
,random=list(estructura2=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_supervivencia.final1_REML

Variable dependiente: supervivencia.final1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
36	201,96	219,76	-80,98	12,80	0,77	0,89

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	9	717,15	<0,0001	<0,0001	<0,0001
cobertura	2	9	4,85	0,0372	0,2973	0,2613
riego	2	9	3,83	0,0626	0,5010	0,4039
especie2	1	9	31,34	0,0003	0,0027	0,0027
cobertura:riego	4	9	0,67	0,6285	>0,9999	0,9996
riego:especie2	2	9	4,69	0,0401	0,3211	0,2794
cobertura:especie2	2	9	4,19	0,0518	0,4147	0,3468
cobertura:riego:especie2	4	9	0,65	0,6396	>0,9999	0,9997

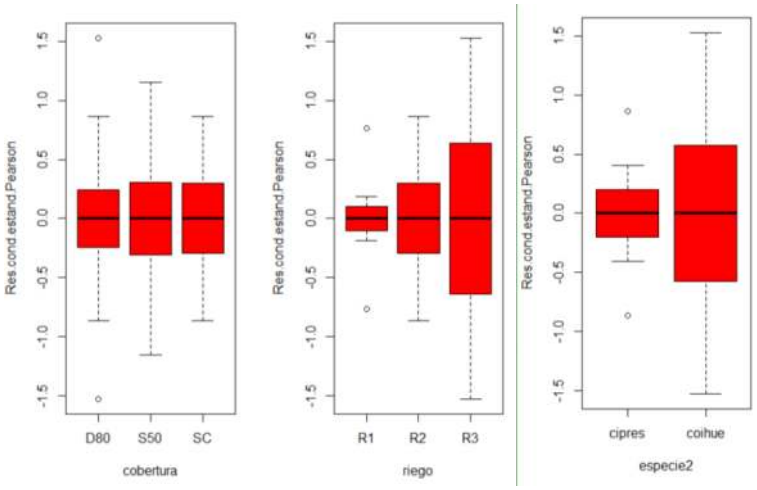
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|estructura2
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	9,43

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 supervivencia final1	36	0,00	0,62	0,98	0,8708



CORRIJO HETEROGENIEDAD DE HUMEDAD Y ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_supervivencia.final1_REML<-
lme(supervivencia.final1~1+cobertura+riego+especie2+cobertura:riego+riego:especie2+cobertur
a:especie2+cobertura:riego:especie2
,random=list(estructura2=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|especie2)
,varIdent(form=~1|riego))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
```

,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_supervivencia.final1_REML

Variable dependiente: supervivencia.final1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
36	195,73	216,21	-74,87	2,50	0,77	0,82

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	9	758,72	<0,0001	<0,0001	<0,0001
cobertura	2	9	5,14	0,0325	0,2601	0,2324
riego	2	9	5,65	0,0257	0,2056	0,1880
especie2	1	9	18,72	0,0019	0,0153	0,0152
cobertura:riego	4	9	0,75	0,5830	>0,9999	0,9991
riego:especie2	2	9	6,04	0,0217	0,1734	0,1608
cobertura:especie2	2	9	2,50	0,1369	>0,9999	0,6919
cobertura:riego:especie2	4	9	0,87	0,5200	>0,9999	0,9972

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
formula: ~1|estructura2
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	4,93

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | especie2
Parámetros de la función de varianza

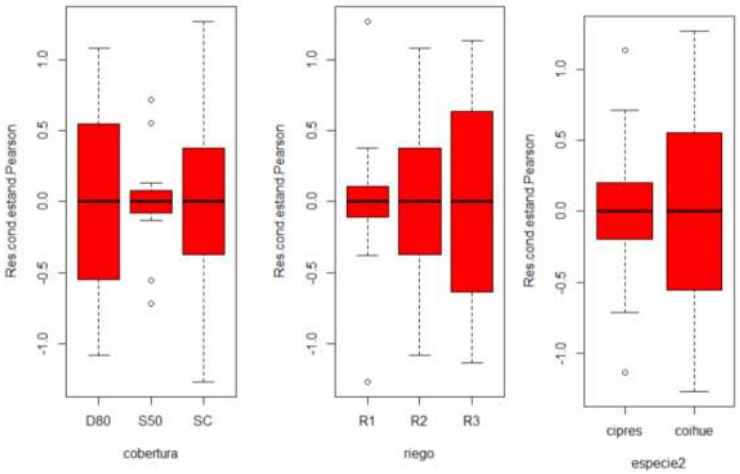
Parámetro	Estim
cipres	1,00
coihue	3,22

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | riego
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
R1	1,00
R2	1,63
R3	4,42

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 supervivencia final11..	36	0,00	0,61	0,95	0,4215



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_supervivenc..	1	20	201,96	219,76	-80,98			
mlm.modelo.001_supervivenc..	2	23	195,73	216,21	-74,87	1 vs 2	12,22	0,0067

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 001 por menor AIC

NO HACE FALTA CORREGIR POR LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_supervivencia.final1_REML<-
lme(supervivencia.final1~1+cobertura+riego+especie2+cobertura:riego+riego:especie2+cobertur
a:especie2+cobertura:riego:especie2
,random=list(estructura2=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|especie2)
,varIdent(form=~1|riego)
,varIdent(form=~1|cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_supervivenc..	1	23	195,73	216,21	-74,87			
mlm.modelo.002_supervivenc..	2	25	196,18	218,44	-73,09	1 vs 2	3,56	0,1690

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 002 por SER MÁS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 001: EFECTO DE LA ESPECIE

supervivencia - Medias ajustadas y errores estándares para especie2

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

especie2	Medias	E.E.		
cipres	94,44	2,01	A	
coihue	70,56	5,40		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.DAC.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	118,27	190,82	-39,13	0,25	0,73	0,73

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	8245,06	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	159,30	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	187,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	7,63	0,0115	0,0922	0,0886
Especie:Luminosidad	2	269	11,40	<0,0001	0,0001	0,0001
Luminosidad:Humedad	4	9	1,76	0,2219	>0,9999	0,8656
Especie:Humedad	2	269	0,67	0,5122	>0,9999	0,9968
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	2,41	0,0496	0,3966	0,3342

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

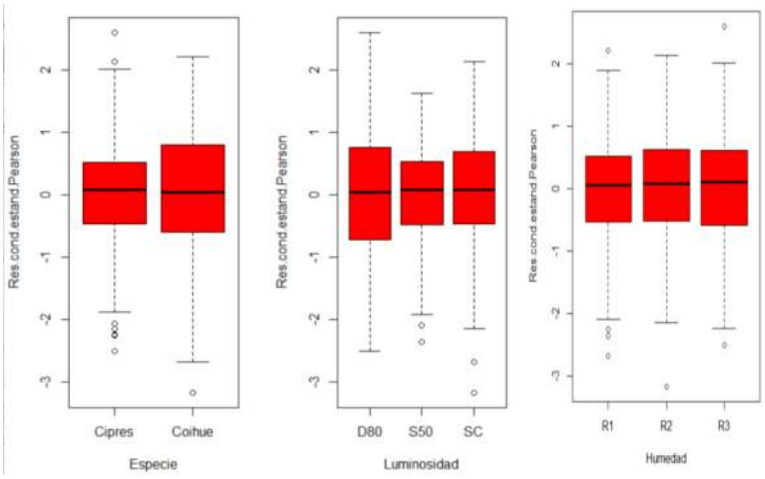
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,03

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ IA DAC acumulado..	296	0,00	0,97	0,99	0,1522



CORRIJO HETEROGENIDAD DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.012_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data12
```

,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.012_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.DAC.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	115,03	191,21	-36,51	0,23	0,73	0,73

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	8018,54	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	147,43	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	187,01	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	7,36	0,0128	0,1020	0,0976
Especie:Luminosidad	2	269	10,82	<0,0001	0,0002	0,0002
Luminosidad:Humedad	4	9	1,75	0,2225	>0,9999	0,8665
Especie:Humedad	2	269	0,62	0,5394	>0,9999	0,9980
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	2,21	0,0678	0,5427	0,4299

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,03

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

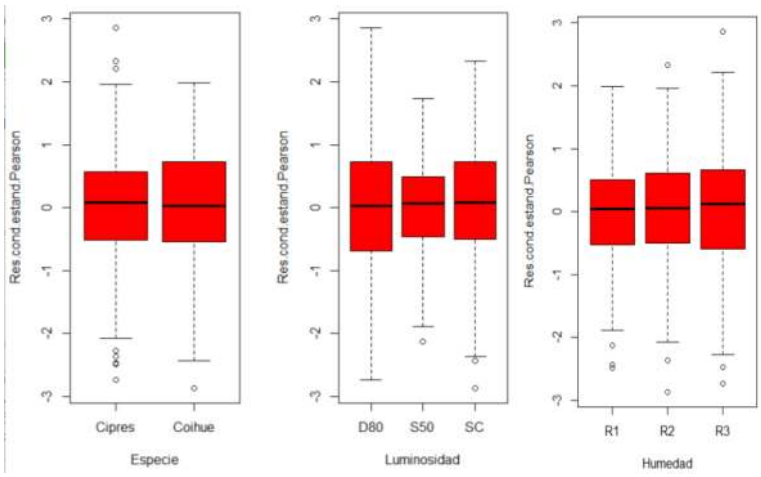
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,22

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IA DAC acumulado..	296	0,00	0,97	0,99	0,1842



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_RAIZ_IA.DAC..	1	20	118,27	190,82	-39,13			
mlm.modelo.012_RAIZ_IA.DAC..	2	21	115,03	191,21	-36,51	1 vs 2	5,24	0,0220

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 012 por MENOR AIC

CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.016_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luminosidad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
```

,data=mlm.modeloR.data16
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.016_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.DAC.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	107,46	190,89	-30,73	0,26	0,73	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	6553,39	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	136,96	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	146,74	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	5,97	0,0223	0,1788	0,1654
Especie:Luminosidad	2	269	11,64	<0,0001	0,0001	0,0001
Luminosidad:Humedad	4	9	1,36	0,3203	>0,9999	0,9544
Especie:Humedad	2	269	0,60	0,5512	>0,9999	0,9984
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	1,91	0,1090	0,8720	0,6028

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,04

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

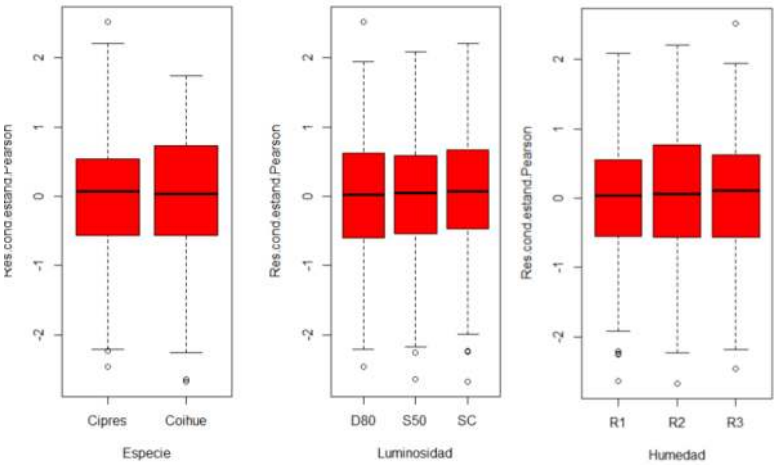
Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,24

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Luminosidad
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
D80	1,00
S50	0,72
SC	0,94

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IA DAC acumulado..	296	0,00	0,97	0,98	0,0348



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.012_RAIZ_IA.DAC..	1	21	115,03	191,21	-36,51			
mlm.modelo.016_RAIZ_IA.DAC..	2	23	107,46	190,89	-30,73	1 vs 2	11,57	0,0031

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 016 por MENOR AIC PERO NO PRESENTA NORMAILIDAD

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.020_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad

```
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luminosidad)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data20
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.016_RAIZ_IA.DAC..	1	23	107,46	190,89	-30,73			
mlm.modelo.020_RAIZ_IA.DAC..	2	25	110,45	201,14	-30,23	1 vs 2	1,00	0,6052

p-valor/2 > 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 016 por SER MAS SIMPLE

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.025_RAIZ_IA.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data25
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.012_RAIZ_IA.DAC..	1	21	115,03	191,21	-36,51			
mlm.modelo.025_RAIZ_IA.DAC..	2	23	117,95	201,39	-35,98	1 vs 2	1,08	0,5839

MODERLO ELEGIDO 012: EFECTO DE LA INTERACCION ESPECIE-LUZ

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Luminosidad	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CI LB VS LI	-0,56	0,05	148,87	1	269	<0,0001	<0,0001
CI LA VS LI	-0,07	0,05	2,03	1	269	0,1555	>0,9999
CI LA VS LB	-0,63	0,05	178,32	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LB VS LI	-0,88	0,06	211,53	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LA VS LI	0,20	0,07	7,65	1	269	0,0061	0,0547
CO LA VS LB	-0,68	0,08	79,46	1	269	<0,0001	<0,0001
LB CI VS CO	-0,28	0,05	26,68	1	269	<0,0001	<0,0001
LI CI VS CO	-0,60	0,05	150,12	1	269	<0,0001	<0,0001
LA CI VS CO	-0,33	0,07	23,84	1	269	<0,0001	<0,0001
Total			23,84	1	269	<0,0001	<0,0001

RAIZ_IA.DAC.acumulado - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Luminosidad

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Luminosidad	Medias	E.E.				
Coihue	S50	2,15	0,04	A			
Coihue	SC	1,94	0,06	A			
Cipres	SC	1,61	0,03		B		
Cipres	S50	1,55	0,03		B		
Coihue	D80	1,27	0,05			C	
Cipres	D80	0,99	0,03				D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_RAIZ_IR.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IR.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.007_RAIZ_IR.DAC.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IR.DAC.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	1167,22	1239,77	-563,61	1,68	0,74	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	269	7523,59	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	244,77	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	191,27	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	5,70	0,0251	0,2012	0,1843
Especie:Luminosidad	2	269	13,67	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad:Humedad	4	9	1,34	0,3271	>0,9999	0,9580
Especie:Humedad	2	269	0,68	0,5070	>0,9999	0,9965
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	1,62	0,1704	>0,9999	0,7756

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

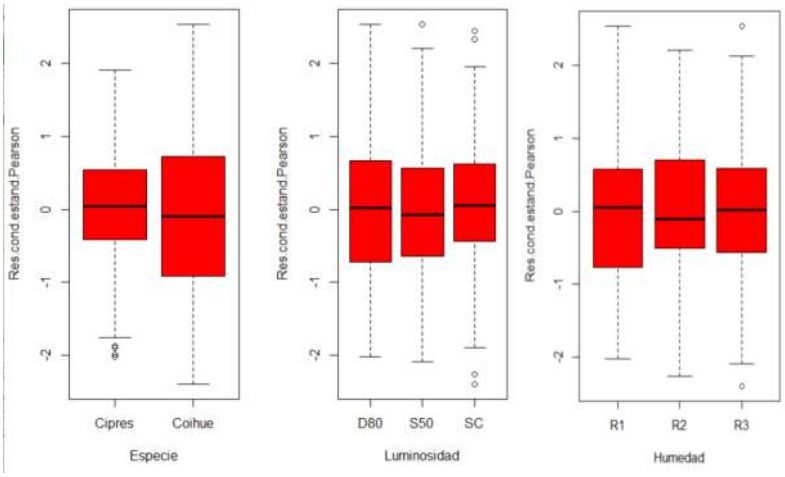
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,08

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IR DAC acumulado..	296	0,00	0,97	0,99	0,0980



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE ESPECIE

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.013_RAIZ_IR.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IR.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
```

,data=mlm.modeloR.data12
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.013_RAIZ_IR.DAC.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IR.DAC.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	1147,82	1224,00	-552,91	1,37	0,74	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	6587,25	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	211,31	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	173,65	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	4,87	0,0368	0,2943	0,2590
Especie:Luminosidad	2	269	12,43	<0,0001	0,0001	0,0001
Luminosidad:Humedad	4	9	1,22	0,3668	>0,9999	0,9742
Especie:Humedad	2	269	0,58	0,5615	>0,9999	0,9986
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	1,38	0,2404	>0,9999	0,8892

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,06

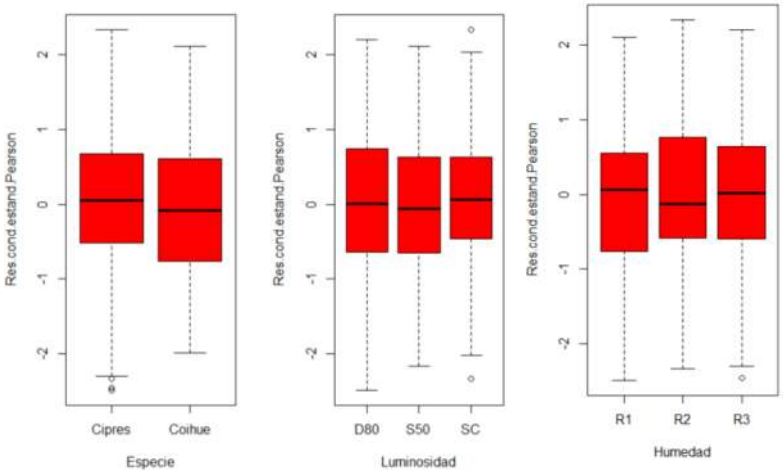
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,48

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IR DAC acumulado..	296	0,00	0,97	0,99	0,1900



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_RAIZ_IR.DAC..	1	20	1167,22	1239,77	-563,61			
mlm.modelo.013_RAIZ_IR.DAC..	2	21	1147,82	1224,00	-552,91	1 vs 2	21,40	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 013 por MENOR AIC

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.017_RAIZ_IR.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IR.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luminosidad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data16

,keep.data=FALSE)

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.013_RAIZ_IR.DAC..	1	21	1147,82	1224,00	-552,91			
mlm.modelo.017_RAIZ_IR.DAC..	2	23	1149,95	1233,38	-551,97	1 vs 2	1,88	0,3915

p-valor/2 >0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 013 por SER MAS SIMPLE

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE HUMEDAD

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.028_RAIZ_IR.DAC.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IR.DAC.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data28
,keep.data=FALSE)

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.013_RAIZ_IR.DAC..	1	21	1147,82	1224,00	-552,91			
mlm.modelo.028_RAIZ_IR.DAC..	2	23	1150,60	1234,04	-552,30	1 vs 2	1,22	0,5438

p-valor/2 >0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 013 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 013: EFECTO DE LA INTERACCIÓN ESPECIE-LUZ

Pruebas de hipótesis para contrastes

	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CI LB VS LI	-3,11	0,26	144,09	1	269	<0,0001	<0,0001
CI LB VS LA	-3,72	0,26	197,62	1	269	<0,0001	<0,0001
CI LI VS LA	-0,61	0,26	5,61	1	269	0,0186	0,1671
CO LB VS LI	-5,54	0,42	172,16	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LB VS LA	-4,68	0,54	75,90	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LI VS LA	0,86	0,51	2,81	1	269	0,0950	0,8547
LB CI VS CO	-2,17	0,37	34,95	1	269	<0,0001	<0,0001
LI CI VS CO	-4,60	0,33	196,05	1	269	<0,0001	<0,0001
LA CI VS CO	-3,13	0,47	44,27	1	269	<0,0001	<0,0001
Total			44,27	1	269	<0,0001	<0,0001

RAIZ_IR.DAC.acumulado - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Luminosidad

LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Luminosidad	Medias	E.E.				
Coihue	S50	13,08	0,28	A			
Coihue	SC	12,22	0,43	A			
Cipres	SC	9,09	0,19		B		
Cipres	S50	8,48	0,18		B	C	
Coihue	D80	7,54	0,32			C	
Cipres	D80	5,36	0,19				D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_RAIZ_IA.H.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.H.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humed
ad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.008_RAIZ_IA.H.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.H.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	815,29	887,84	-387,65	0,88	0,51	0,55

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	1248,79	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	174,88	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	8,38	0,0088	0,0704	0,0683
Humedad	2	9	0,22	0,8052	>0,9999	>0,9999
Especie:Luminosidad	2	269	3,93	0,0208	0,1666	0,1549
Luminosidad:Humedad	4	9	0,20	0,9336	>0,9999	>0,9999
Especie:Humedad	2	269	3,53	0,0306	0,2451	0,2204
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	1,63	0,1678	>0,9999	0,7700

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

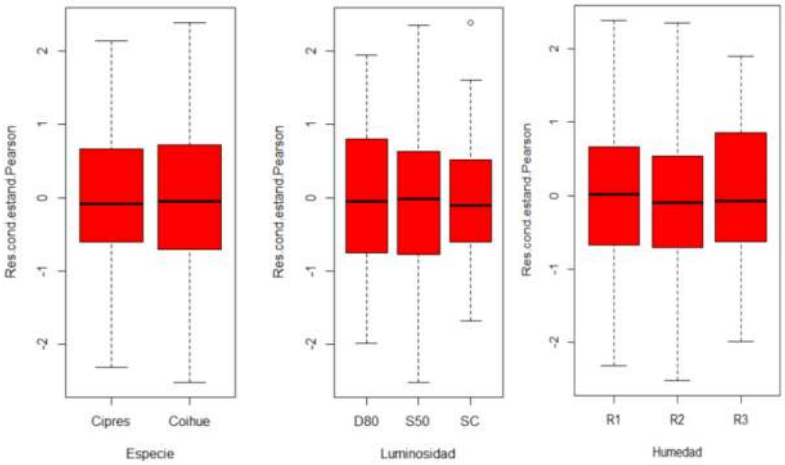
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,27

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE1_RAIZ_IA_H_acumulado	296	0,00	0,96	0,99	0,2089



CORRIJO HETEROGENIDAD POR ESPECIE

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.014_RAIZ_IA.H.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.H.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humed
ad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data12
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.014_RAIZ_IA.H.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.H.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	813,28	889,46	-385,64	0,80	0,51	0,55

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	964,38	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	162,22	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	6,42	0,0185	0,1480	0,1388
Humedad	2	9	0,16	0,8530	>0,9999	>0,9999
Especie:Luminosidad	2	269	3,80	0,0237	0,1894	0,1744
Luminosidad:Humedad	4	9	0,14	0,9615	>0,9999	>0,9999
Especie:Humedad	2	269	3,40	0,0350	0,2798	0,2478
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	1,57	0,1812	>0,9999	0,7980

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,33

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

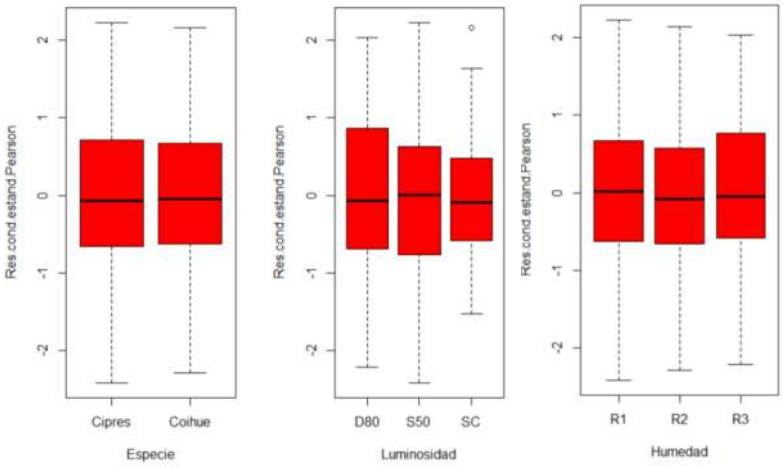
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,21

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IA H acumulado2	296	0,00	0,96	0,98	0,0493



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.008_RAIZ_IA.H.a..	1	20	815,29	887,84	-387,65			
mlm.modelo.014_RAIZ_IA.H.a..	2	21	813,28	889,46	-385,64	1 vs 2	4,01	0,0452

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 014 por MENOR AIC

CORRIJO HETEROGENIDAD E VARIANZA DE LUZ

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.018_RAIZ_IA.H.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.H.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humed
ad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luminosidad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data16
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.018_RAIZ_IA.H.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.H.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	808,83	892,27	-381,42	0,82	0,51	0,55

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	1020,56	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	178,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	7,22	0,0134	0,1075	0,1026
Humedad	2	9	0,17	0,8442	>0,9999	>0,9999
Especie:Luminosidad	2	269	3,39	0,0350	0,2800	0,2480
Luminosidad:Humedad	4	9	0,16	0,9527	>0,9999	>0,9999
Especie:Humedad	2	269	3,80	0,0235	0,1882	0,1734
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	1,76	0,1373	>0,9999	0,6930

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,32

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,21

Modelo de varianzas: varIdent

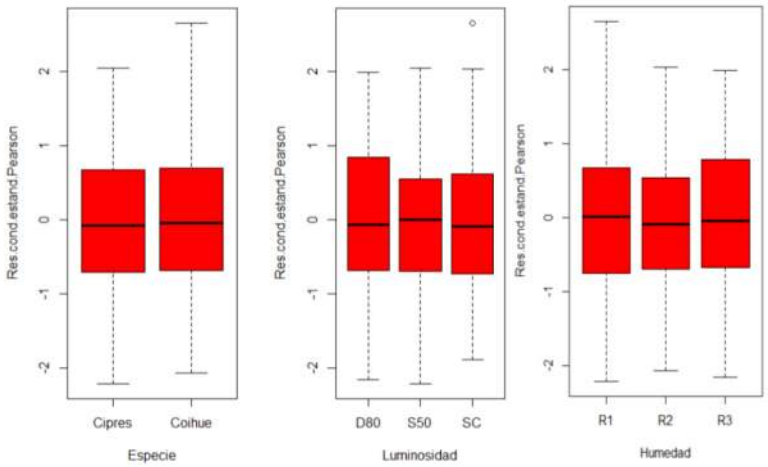
Formula: ~ 1 | Luminosidad

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
D80	1,00
S50	1,08
SC	0,79

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IA H acumulado3	296	0,00	0,96	0,98	0,0373



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.014_RAIZ_IA.H.a..	1	21	813,28	889,46	-385,64			
mlm.modelo.018_RAIZ_IA.H.a..	2	23	808,83	892,27	-381,42	1 vs 2	8,45	0,0146

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 018 por MENOR AIC PERO NO CUMPLE NORMALIDAD

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.021_RAIZ_IA.H.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.H.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humed
ad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luminosidad)
```

```
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data20
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.018_RAIZ_IA.H.a..	1	23	808,83	892,27	-381,42			
mlm.modelo.021_RAIZ_IA.H.a..	2	25	812,72	903,41	-381,36	1 vs 2	0,11	0,9471

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 018 por SER MAS SIMPLE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.027_RAIZ_IA.H.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.H.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Humed
ad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data27
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.014_RAIZ_IA.H.a..	1	21	813,28	889,46	-385,64			
mlm.modelo.027_RAIZ_IA.H.a..	2	23	817,26	900,70	-385,63	1 vs 2	0,02	0,9912

MODELO ELEGIDO 014: EFECTO DE LA ESPECIE

RAIZ_IA.H.acumulado - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	3,71	0,12	A	
Cipres	2,26	0,10		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Capítulo 5. Ensayo 2. Incremento relativo en altura. Segunda temporada

Se probó transformar la variable por falta de normalidad con logaritmo, raiz cuadrada y potencial, no se corrigió la no normalidad. Los datos presentan una distribución exponencial. Se eliminaron los datos con incremento igual a 0 y se utilizó un modelo lineal generalizado mixto con distribución gamma dado el histograma de los datos.

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.001_IR.H.acumulado_ML<-
glmer(IR.H.acumulado~1+Especie+Humedad+Luminosidad+Especie:Humedad+Humedad:Luminosidad+Espe
cie:Luminosidad+Especie:Humedad:Luminosidad+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data01)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.001_IR.H.acumulado_ML

Variable dependiente: IR.H.acumulado

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
295	2896,98	2970,72	-1428,49	129,96

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	277	55,37	<0,0001
Humedad	2	277	0,17	0,8408
Luminosidad	2	277	5,46	0,0047
Especie:Humedad	2	277	2,92	0,0556
Humedad:Luminosidad	4	277	0,43	0,7845
Especie:Luminosidad	2	277	5,08	0,0068
Especie:Humedad:Luminosida..	4	277	1,15	0,3347

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	0,02	0,15
Residual		0,45	0,67

Deviance 129.96/df 277 = 0,47 el modelo ajusta a los datos

MODELO: EFECTO DE LA INTERACCIÓN LUZ-ESPECIE

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Luminosidad	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CI LB VS LI	0,13	0,17	0,56	1	0,4540	>0,9999
CI LI VS LA	0,64	0,17	14,77	1	0,0001	0,0011
CI LB VS LA	0,77	0,17	20,86	1	<0,0001	<0,0001
CO LB VS LI	-0,18	0,18	1,02	1	0,3131	>0,9999
CO LI VS LA	0,28	0,20	1,95	1	0,1622	>0,9999
CO LB VS LA	0,10	0,20	0,24	1	0,6274	>0,9999
LB CI VS CO	-0,28	0,13	4,41	1	0,0358	0,3220
LI CI VS CO	-0,58	0,12	22,26	1	<0,0001	<0,0001
LA CI VS CO	-0,58	0,12	22,26	1	<0,0001	<0,0001
Total			22,26	1	<0,0001	<0,0001

IR.H.acumulado - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Luminosidad

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Luminosidad	PredLin	E.E.	Media	E.E.			
Coihue	S50	4,46	0,12	86,13	10,28	A		
Coihue	D80	4,28	0,13	72,07	9,38	A	B	
Coihue	SC	4,18	0,16	65,24	10,36	A	B	
Cipres	D80	4,00	0,12	54,49	6,51	A	B	
Cipres	S50	3,87	0,12	48,07	5,68		B	
Cipres	SC	3,23	0,12	25,33	2,98			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.010_RAIZ_IA.vol.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.vol.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.010_RAIZ_IA.vol.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.vol.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	781,29	853,84	-370,64	0,84	0,61	0,62

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	269	2513,68	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	150,64	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	71,45	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	2,77	0,1153	0,9228	0,6249
Especie:Luminosidad	2	269	23,09	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad:Humedad	4	9	0,64	0,6462	>0,9999	0,9998
Especie:Humedad	2	269	3,02	0,0506	0,4050	0,3401
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	0,88	0,4756	>0,9999	0,9943

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

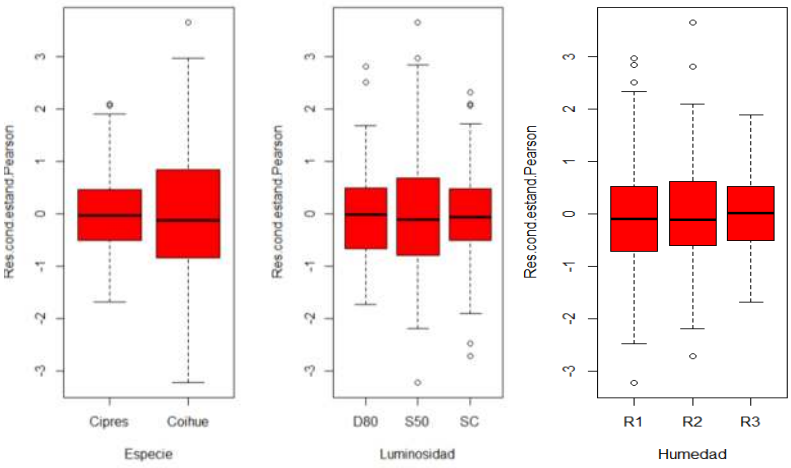
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,09

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IA vol acumulado..	296	0,00	0,97	0,99	0,2674



CORRIJO HETEROGENIDAD POR ESPECIE

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.015_RAIZ_IA.vol.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.vol.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data12
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.015_RAIZ_IA.vol.acumulado_REML

Variable dependiente: RAIZ_IA.vol.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	741,60	817,78	-349,80	0,60	0,61	0,62

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	269	1429,34	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	122,23	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad	2	9	40,24	<0,0001	0,0003	0,0003
Humedad	2	9	1,61	0,2524	>0,9999	0,9024
Especie:Luminosidad	2	269	20,14	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luminosidad:Humedad	4	9	0,33	0,8481	>0,9999	>0,9999
Especie:Humedad	2	269	2,64	0,0733	0,5867	0,4563
Especie:Luminosidad:Humeda..	4	269	0,78	0,5419	>0,9999	0,9981

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,20

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

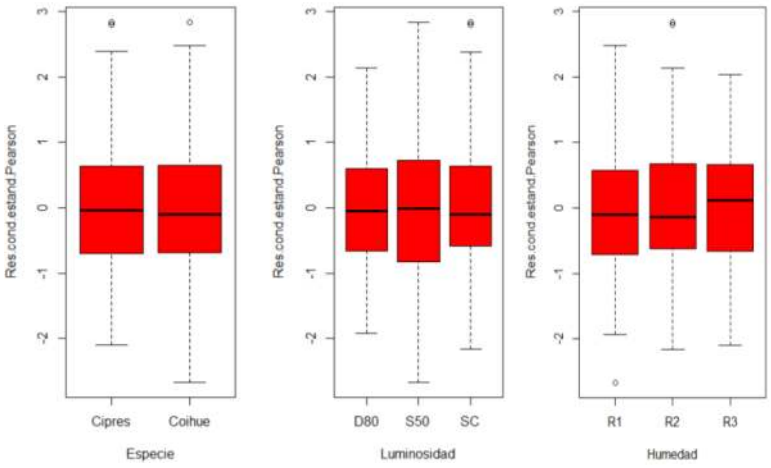
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cipres	1,00
Coihue	1,78

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_IA vol acumulado..	296	0,00	0,96	0,99	0,1428



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.010_RAIZ_IA.vol..	1	20	781,29	853,84	-370,64			
mlm.modelo.015_RAIZ_IA.vol..	2	21	741,60	817,78	-349,80	1 vs 2	41,69	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 015 por MENOR AIC

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.019_RAIZ_IA.vol.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.vol.acumulado~1+Especie+Luminosidad+Humedad+Especie:Luminosidad+Luminosidad:Hum
edad+Especie:Humedad+Especie:Luminosidad:Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luminosidad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data16
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value

mlm.modelo.015_RAIZ_IA.vol..	1	21	741,60	817,78	-349,80			
mlm.modelo.019_RAIZ_IA.vol..	2	23	741,40	824,84	-347,70	1 vs 2	4,19	0,1229

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 015 por SER MAS SIMPLE

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.005_RAIZ_IA.vol.acumulado_REML<-
lme(RAIZ_IA.vol.acumulado~1+Especie+Humedad+Luminosidad+Especie:Humedad+Humedad:Luminosidad
+Especie:Luminosidad+Especie:Humedad:Luminosidad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data05
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.015_RAIZ_IA.vol..	1	21	741,60	817,78	-349,80			
mlm.modelo.005_RAIZ_IA.vol..	2	23	742,94	826,37	-348,47	1 vs 2	2,66	0,2646

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 015 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 015: EFECTO DE LA INTERACCION LUZ-ESPECIE

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Luminosidad	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CI LB VS LI	-0,78	0,16	22,80	1	269	<0,0001	<0,0001
CI LB VS LA	-0,53	0,16	10,39	1	269	0,0014	0,0128
CI LA VS LI	0,25	0,16	2,30	1	269	0,1302	>0,9999
CO LB VS LI	-2,28	0,25	82,29	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LB VS LA	-0,84	0,31	7,45	1	269	0,0068	0,0609
CO LA VS LI	1,45	0,30	23,99	1	269	<0,0001	<0,0001
LB CI VS CO	-0,68	0,19	13,19	1	269	0,0003	0,0030
LI CI VS CO	-2,18	0,17	173,43	1	269	<0,0001	<0,0001
LA CI VS CO	-0,98	0,24	16,50	1	269	0,0001	0,0006
Total			16,50	1	269	0,0001	0,0001

RAIZ_IA.vol.acumulado - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Luminosidad

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Luminosidad	Medias	E.E.				
Coihue	S50	4,72	0,17	A			
Coihue	SC	3,28	0,24		B		
Cipres	S50	2,54	0,11		B	C	
Coihue	D80	2,44	0,19		B	C	
Cipres	SC	2,29	0,12			C	
Cipres	D80	1,76	0,12				D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación logarítmica por falta de normalidad

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_LN_IR.volumen.acumulado_REML<-
lme(LN_IR.volumen.acumulado~1+Especie+Humedad+Luminosidad+Especie:Humedad+Humedad:Luminosid
ad+Especie:Luminosidad+Especie:Humedad:Luminosidad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data07
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.008_LN_IR.volumen.acumulado_REML

Variable dependiente: LN_IR.volumen.acumulado

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
296	619,05	691,60	-289,53	0,62	0,57	0,59

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf
(Intercept)	1	269	15359,49	<0,0001	<0,0001
Especie	1	269	137,49	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	1,20	0,3446	>0,9999
Luminosidad	2	9	51,77	<0,0001	0,0001
Especie:Humedad	2	269	1,28	0,2796	>0,9999
Humedad:Luminosidad	4	9	0,77	0,5702	>0,9999
Especie:Luminosidad	2	269	5,21	0,0060	0,0481
Especie:Humedad:Luminosida..	4	269	1,11	0,3542	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

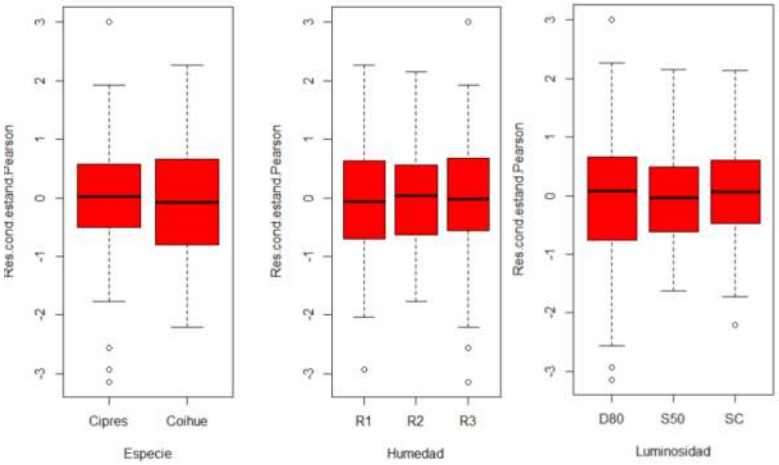
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,12

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 LN IR volumen acumula..	296	0,00	0,96	0,99	0,9170



NO ES NECESARIO CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.011_LN_IR.volumen.acumulado_REML<-
lme(LN_IR.volumen.acumulado~1+Especie+Humedad+Luminosidad+Especie:Humedad+Humedad:Luminosid
ad+Especie:Luminosidad+Especie:Humedad:Luminosidad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data11
```

```
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.008_LN_IR.volum..	1	20	619,05	691,60	-289,53			
mlm.modelo.011_LN_IR.volum..	2	21	619,84	696,02	-288,92	1 vs 2	1,21	0,2713

p-valor/2 > 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 008 por SER MAS SIMPLE

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.013_LN_IR.volumen.acumulado_REML<-
lme(LN_IR.volumen.acumulado~1+Especie+Humedad+Luminosidad+Especie:Humedad+Humedad:Luminosid
ad+Especie:Luminosidad+Especie:Humedad:Luminosidad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Luminosidad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data13
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.008_LN_IR.volum..	1	20	619,05	691,60	-289,53			
mlm.modelo.013_LN_IR.volum..	2	22	618,70	698,51	-287,35	1 vs 2	4,35	0,1136

p-valor/2 > 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 008 por SER MAS SIMPLE

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.014_LN_IR.volumen.acumulado_REML<-
lme(LN_IR.volumen.acumulado~1+Especie+Humedad+Luminosidad+Especie:Humedad+Humedad:Luminosid
ad+Especie:Luminosidad+Especie:Humedad:Luminosidad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data14
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.008_LN_IR.volum..	1	20	619,05	691,60	-289,53			
mlm.modelo.014_LN_IR.volum..	2	22	620,34	700,15	-288,17	1 vs 2	2,71	0,2580

p-valor/2 > 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 008 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 008: EFECTO DE LA INTERACCIÓN ESPECIE-LUZ

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Luminosidad	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CI LB VS LI	-0,83	0,14	36,85	1	269	<0,0001	<0,0001
CI LI VS LA	0,02	0,14	0,03	1	269	0,8551	>0,9999
CI LB VS LA	-0,81	0,14	33,55	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LB VS LI	-1,38	0,15	86,63	1	269	<0,0001	<0,0001
CO LI VS LA	0,40	0,17	5,45	1	269	0,0203	0,1824
CO LB VS LA	-0,98	0,18	29,45	1	269	<0,0001	<0,0001
LB CI VS CO	-0,68	0,13	27,54	1	269	<0,0001	<0,0001
LI CI VS CO	-1,23	0,12	109,69	1	269	<0,0001	<0,0001
LA CI VS CO	-1,23	0,12	109,69	1	269	<0,0001	<0,0001
Total			109,69	1	269	<0,0001	<0,0001

LN_IR.volumen.acumulado - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Luminosidad

LSD Fisher (Alfa=0,05)

procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Luminosidad	Medias	E.E.			
Coihue	S50	7,11	0,10	A		
Coihue	SC	6,71	0,14	A		
Cipres	S50	5,88	0,09		B	
Cipres	SC	5,86	0,10		B	
Coihue	D80	5,73	0,11		B	
Cipres	D80	5,05	0,10			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco de raíz

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_PS.Raiz.completa.gr_REML<-lme(PS.Raiz.completa.gr~1+Humedad+Especie+Luz+Humedad:
+Humedad:Especie+Especie:Luz+Humedad:Luz+Humedad:Especie:Luz
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_PS.Raiz.completa.gr_REML

Variable dependiente: PS.Raiz.completa.gr

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
106	435,15	484,70	-197,57	1,85	0,77	0,80

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	79	591,80	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	0,02	0,9847	>0,9999	>0,9999	0,9847	>0,9999
Especie	1	79	9,58	0,0027	0,0218	0,0216	0,0073	0,0198
Luz	2	9	71,46	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad:Especie	2	79	2,16	0,1221	0,9766	0,6471	0,1953	0,5309
Especie:Luz	2	79	1,54	0,2203	>0,9999	0,8634	0,2518	0,6843
Humedad:Luz	4	9	1,79	0,2144	>0,9999	0,8549	0,2518	0,6843
Humedad:Especie:Luz	4	79	2,86	0,0286	0,2285	0,2069	0,0571	0,1553

Pruebas de hipótesis tipo III - prueba

	Source	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
1	Humedad	2	9	0,02	0,9847	>0,9999	>0,9999	0,9847	>0,9999
2	Especie	1	79	9,58	0,0027	0,0189	0,0187	0,0095	0,0245
3	Luz	2	9	71,46	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
4	Humedad:Especie	2	79	2,16	0,1221	0,8547	0,5981	0,2137	0,5540
5	Especie:Luz	2	79	1,54	0,2203	>0,9999	0,8248	0,2570	0,6664
6	Humedad:Luz	4	9	1,79	0,2144	>0,9999	0,8153	0,2570	0,6664
7	Humedad:Especie:Luz	4	79	2,86	0,0286	0,2002	0,1838	0,0667	0,1730

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,72

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE1_PS_Raiz_completa_(gr)..	106	0,00	0,89	0,98	0,6540

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_PS.Raiz.completa.gr_REML<-lme(PS.Raiz.completa.gr~1+Humedad+Especie+Luz+Humedad:
+Humedad:Especie+Especie:Luz+Humedad:Luz+Humedad:Especie:Luz
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Luz))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data07
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.007_PS.Raiz.completa.gr_REML

Variable dependiente: PS.Raiz.completa.gr

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
106	397,71	452,22	-176,86	0,66	0,77	0,77

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	79	987,45	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	0,03	0,9740	>0,9999	>0,9999	0,9740	>0,9999
Especie	1	79	8,47	0,0047	0,0374	0,0368	0,0125	0,0339
Luz	2	9	227,03	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad:Especie	2	79	1,91	0,1542	>0,9999	0,7381	0,2056	0,5589
Especie:Luz	2	79	1,31	0,2758	>0,9999	0,9244	0,3152	0,8567
Humedad:Luz	4	9	2,22	0,1476	>0,9999	0,7212	0,2056	0,5589
Humedad:Especie:Luz	4	79	1,93	0,1138	0,9102	0,6195	0,2056	0,5589

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	8,1E-05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Luz

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
D80	1,00
S50	3,16
SC	3,84

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_PS.Raiz.com..	1	20	435,15	484,70	-197,57			
mlm.modelo.007_PS.Raiz.com..	2	22	397,71	452,22	-176,86	1 vs 2	41,44	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 007 por MENOR AIC
NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_PS.Raiz.completa.gr_REML<-lme(PS.Raiz.completa.gr~1+Humedad+Especie+Luz+Humedad:
+Humedad:Especie+Especie:Luz+Humedad:Luz+Humedad:Especie:Luz
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Luz)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data08
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_PS.Raiz.com..	1	22	397,71	452,22	-176,86			
mlm.modelo.008_PS.Raiz.com..	2	24	400,59	460,04	-176,29	1 vs 2	1,13	0,5690

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 007 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 007: EFECTO DE LA LUZ Y LA ESPECIE

PS.Raiz.completa.gr - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Ci	6,57	0,26	A	
Co	5,46	0,28		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

PS.Raiz.completa.gr - Medias ajustadas y errores estándares para Luz

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Luz	Medias	E.E.		
S50	9,02	0,35	A	
SC	6,99	0,44		B
D80	2,03	0,11		C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco de aéreo

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_PS.aerea.total_REML<-lme(RAIZ_PS.aerea.total~1+Humedad+Especie+Luz+Humedad:
+Humedad:Especie+Especie:Luz+Humedad:Luz+Humedad:Especie:Luz
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_PS.aerea.total_REML

Variable dependiente: RAIZ_PS.aerea.total

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
106	191,48	241,02	-75,74	0,48	0,64	0,64

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-valor	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
(Intercept)	1	79	3320,98	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Humedad	2	9	1,70	0,2369	>0,9999	0,8850	0,2708	0,7359
Especie	1	79	25,74	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luz	2	9	49,35	<0,0001	0,0001	0,0001	<0,0001	0,0001
Humedad:Especie	2	79	4,98	0,0092	0,0732	0,0709	0,0166	0,0452
Especie:Luz	2	79	4,84	0,0104	0,0831	0,0802	0,0166	0,0452
Humedad:Luz	4	9	3,02	0,0775	0,6201	0,4756	0,1033	0,2809
Humedad:Especie:Luz	4	79	1,25	0,2983	>0,9999	0,9412	0,2983	0,8107

Pruebas de hipótesis tipo III - prueba

	Source	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH	p-valor BY
1	Humedad	2	9	1,70	0,2369	>0,9999	0,8493	0,2764	0,7166
2	Especie	1	79	25,74	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
3	Luz	2	9	49,35	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
4	Humedad:Especie	2	79	4,98	0,0092	0,0644	0,0626	0,0182	0,0472
5	Especie:Luz	2	79	4,84	0,0104	0,0728	0,0706	0,0182	0,0472
6	Humedad:Luz	4	9	3,02	0,0775	0,5425	0,4315	0,1085	0,2813
7	Humedad:Especie:Luz	4	79	1,25	0,2983	>0,9999	0,9162	0,2983	0,7734

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	3,6E-05

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ PS aerea total	106	0,00	0,92	0,99	0,9702

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE LUZ
Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_RAIZ_PS.aerea.total_REML<-lme(RAIZ_PS.aerea.total~1+Humedad+Especie+Luz+Humedad:
+Humedad:Especie+Especie:Luz+Humedad:Luz+Humedad:Especie:Luz

,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Luz))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_PS.aer..	1	20	191,48	241,02	-75,74			
mlm.modelo.003_RAIZ_PS.aer..	2	22	195,29	249,79	-75,64	1 vs 2	0,19	0,9093

p-valor/2 > 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por SER MAS SIMPLE
MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA ESPECIE Y LA LUZ

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	3,6E-05

RAIZ_PS.aerea.total - Medias ajustadas y errores estándares para Especie
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Ci	2,92	0,06	A	
Co	2,45	0,07		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_PS.aerea.total - Medias ajustadas y errores estándares para Luz
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Luz	Medias	E.E.		
S50	3,26	0,08	A	
SC	2,65	0,08		B
D80	2,14	0,08		C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Área foliar

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.005_AF.total.cm2_REML<-
lme(AF.total.cm2~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luz:
Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_AF.total.cm2_REML
Variable dependiente: AF.total.cm2
Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
106	1214,85	1264,39	-587,42	153,91	0,59	0,65

AIC y BIC menores implica mejor
Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	79	303,96	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	79	72,29	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luz	2	9	4,34	0,0479	0,3835	0,3250
Humedad	2	9	1,20	0,3461	>0,9999	0,9666
Especie:Luz	2	79	1,31	0,2757	>0,9999	0,9243
Luz:Humedad	4	9	3,11	0,0729	0,5829	0,4540
Especie:Humedad	2	79	4,60	0,0129	0,1036	0,0990
Especie:Luz:Humedad	4	79	2,40	0,0571	0,4564	0,3750

Parámetros de los efectos aleatorios
Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Estructura
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	67,92

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 AF total (cm2)	106	0,00	0,89	0,98	0,3486

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_AF.total.cm2_REML<-
lme(AF.total.cm2~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luz:
Humedad
```

```
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_AF.total.cm2_REML

Variable dependiente: AF.total.cm2

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
106	1213,63	1265,65	-585,82	175,15	0,59	0,64

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	79	348,26	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	79	72,17	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Luz	2	9	4,97	0,0351	0,2807	0,2485
Humedad	2	9	1,37	0,3025	>0,9999	0,9440
Especie:Luz	2	79	1,30	0,2783	>0,9999	0,9264
Luz:Humedad	4	9	3,55	0,0528	0,4228	0,3523
Especie:Humedad	2	79	4,61	0,0128	0,1023	0,0978
Especie:Luz:Humedad	4	79	2,38	0,0587	0,4696	0,3837

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Estructura

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	59,19

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ci	1,00
Co	0,75

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 AF total (cm2)2	106	0,00	0,89	0,97	0,2883

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.005_AF.total.cm..	1	20	1214,85	1264,39	-587,42			
mlm.modelo.006_AF.total.cm..	2	21	1213,63	1265,65	-585,82	1 vs 2	3,22	0,0729

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 006 por menor AIC

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE LUZ

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_AF.total.cm2_REML<-
lme(AF.total.cm2~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luz:
Humedad
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Luz))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data07
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_AF.total.cm..	1	21	1213,63	1265,65	-585,82			
mlm.modelo.007_AF.total.cm..	2	23	1214,23	1271,21	-584,11	1 vs 2	3,40	0,1826

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 006 por SER MAS SIMPLE

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE HUMEDAD

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_AF.total.cm2_REML<-
lme(AF.total.cm2~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luz:
Humedad
```

```
,random=list(Estructura=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Humedad))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data08
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_AF.total.cm..	1	21	1213,63	1265,65	-585,82			
mlm.modelo.008_AF.total.cm..	2	23	1214,94	1271,92	-584,47	1 vs 2	2,69	0,2610

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 006 por SER MAS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 006: EFECTO DE LA ESPECIE

AF.total.cm2 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Ci	510,29	27,62	A	
Co	254,99	23,02		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Espesor

No se logra normalidad mediante transformación de los datps, se analaiza con modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.006_Espesor.promedio.mm_ML<-
glmer(Espesor.promedio.mm~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+Esp
ecie:Luz:Humedad+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data04)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.006_Espesor.promedio.mm_ML

Variable dependiente: Espesor.promedio.mm

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
105	-315,48	-262,40	177,74	2,80

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	87	168,16	<0,0001
Luz	2	87	42,07	<0,0001
Humedad	2	87	1,70	0,1883
Especie:Luz	2	87	3,96	0,0226
Luz:Humedad	4	87	6,31	0,0002
Especie:Humedad	2	87	3,45	0,0361
Especie:Luz:Humedad	4	87	2,79	0,0313

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	1,8E-03	0,04
Residual		0,03	0,17

Deviance 2,80/df 87 = 0.03 el modelo ajusta a los datos

MODELO EFECTO DE LA INTERACCIÓN LUZ-HUMEDAD-ESPECIE

Espesor.promedio.mm - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Luz*Humedad

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Luz	Humedad	PredLin	E.E.	Media	E.E.					
Ci	SC	R2	-0,76	0,08	0,47	0,04	A				
Ci	SC	R1	-0,88	0,08	0,42	0,03	A	B			
Ci	S50	R1	-0,93	0,08	0,39	0,03	A	B	C		
Ci	SC	R3	-0,98	0,08	0,37	0,03	A	B	C		
Ci	S50	R3	-1,05	0,08	0,35	0,03	A	B	C	D	
Ci	D80	R2	-1,21	0,08	0,30	0,02		B	C	D	E
Ci	D80	R1	-1,24	0,08	0,29	0,02		B	C	D	E
Co	SC	R3	-1,31	0,09	0,27	0,03		B	C	D	E F

Co	SC	R2	-1,31	0,08	0,27	0,02		C	D	E	F	
Co	S50	R3	-1,36	0,08	0,26	0,02		C	D	E	F	G
Co	SC	R1	-1,42	0,08	0,24	0,02			D	E	F	G
Co	S50	R1	-1,45	0,08	0,24	0,02			D	E	F	G
Ci	S50	R2	-1,45	0,08	0,23	0,02			D	E	F	G
Co	S50	R2	-1,50	0,08	0,22	0,02				E	F	G
Ci	D80	R3	-1,62	0,08	0,20	0,02				E	F	G
Co	D80	R2	-1,75	0,08	0,17	0,01					F	G H
Co	D80	R1	-1,78	0,09	0,17	0,01						G H
Co	D80	R3	-1,98	0,08	0,14	0,01						H

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Área foliar/área de albura

No se logra normalidad mediante transformación de los datps, se analaiza con modelos lineales generalizados mixtos

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.004_AF.area.de.cuello_ML<-
glmer(AF.area.de.cuello~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+Especie:Luz:Humedad+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data04)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.004_AF.area.de.cuello_ML

Variable dependiente: AF.area.de.cuello

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
106	1683,65	1736,92	-821,82	39,82

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	88	74,04	<0,0001
Luz	2	88	13,44	<0,0001
Humedad	2	88	0,39	0,6790
Especie:Luz	2	88	1,70	0,1879
Luz:Humedad	4	88	3,13	0,0186
Especie:Humedad	2	88	0,92	0,4034
Especie:Luz:Humedad	4	88	0,24	0,9126

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	0,00	0,00
Residual		0,20	0,44

Deviance 39.82 / df 88 = 0.45 el modelo ajusta a los datos

MODELO EFECTO DE LA ESPECIE Y LA LUZ

AF.area.de.cuello - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Ci	7,45	0,08	1713,74	138,71	A	
Co	6,45	0,08	631,37	52,50		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

AF.area.de.cuello - Medias ajustadas y errores estándares para Luz*Humedad

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Luz	Humedad	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
D80	R3	7,53	0,17	1871,53	321,34	A	
D80	R2	7,50	0,17	1808,75	310,56	A	
S50	R3	7,04	0,17	1141,48	195,99	A	B
S50	R2	6,94	0,17	1031,59	177,12	A	B
D80	R1	6,92	0,17	1015,82	174,42	A	B
SC	R1	6,89	0,17	979,27	168,14	A	B
S50	R1	6,85	0,17	947,10	162,62	A	B
SC	R3	6,47	0,19	643,23	123,48		B
SC	R2	6,38	0,17	590,21	101,34		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Área foliar especifica

No se logra normalidad mediante transformación de los datps, se analaiza con modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.005_Area.foliar.especifica_ML<-
glmer(Area.foliar.especifica~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad+
Especie:Luz:Humedad+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data04)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.005_Area.foliar.especifica_ML

Variable dependiente: Area.foliar.especifica

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
106	969,93	1023,20	-464,97	5,02

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	88	5,42	0,0222
Luz	2	88	57,25	<0,0001
Humedad	2	88	1,98	0,1439
Especie:Luz	2	88	0,27	0,7660
Luz:Humedad	4	88	4,10	0,0043
Especie:Humedad	2	88	1,01	0,3675
Especie:Luz:Humedad	4	88	1,25	0,2977

DEVIANCE 5, 02/ DF 88 = 0, 06 el modelo ajusta a los datos

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	0,00	0,00
Residual		0,04	0,19

MODELO EFECTO DE LA ESPECIE Y LA LUZ

Area.foliar.especifica - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Co	4,55	0,03	94,69	2,87	A	
Ci	4,45	0,03	85,81	2,53		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Area.foliar.especifica - Medias ajustadas y errores estándares para Luz*Humedad

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Luz	Humedad	PredLin	E.E.	Media	E.E.				
D80	R3	4,96	0,06	142,76	8,93	A			
D80	R2	4,85	0,06	127,28	7,96	A	B		
D80	R1	4,64	0,06	103,06	6,45		B	C	
S50	R1	4,42	0,06	83,45	5,22			C	D
S50	R3	4,41	0,06	82,54	5,16			C	D
SC	R1	4,39	0,06	80,74	5,05			C	D
S50	R2	4,36	0,06	78,34	4,90			C	D
SC	R3	4,31	0,07	74,13	5,18				D
SC	R2	4,17	0,06	64,96	4,06				D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Eficiencia

No se logra normalidad mediante transformación de los datps, se analaiza con modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.011_eficiencia.total.gr.cm2_ML<-
glmer(eficiencia.total.gr.cm2~1+Especie+Luz+Humedad+Especie:Luz+Luz:Humedad+Especie:Humedad
+Especie:Luz:Humedad+(1|Estructura)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
```

,data=R.data08)

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.011_eficiencia.total.gr.cm2_ML

Variable dependiente: eficiencia.total.gr.cm2

General

Familia	Enlace	nAGQ
Gamma	log	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
106	-453,82	-400,55	246,91	66,19

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	88	66,04	<0,0001
Luz	2	88	9,19	0,0002
Humedad	2	88	0,75	0,4736
Especie:Luz	2	88	5,73	0,0046
Luz:Humedad	4	88	8,59	<0,0001
Especie:Humedad	2	88	7,84	0,0007
Especie:Luz:Humedad	4	88	1,81	0,1343

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Estructura	(Intercept)	0,00	1,8E-07
Residual		0,78	0,88

Deviance 66,19/88 = 0,75 el modelo ajusta a los datos

MODELO EFECTO DE LAS INTERACCIONES HUMEDAD-ESPECIE Y HUMEDAD-LUZ

eficiencia.total.gr.cm2 - Medias ajustadas y errores estándares para Luz*Humedad

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Luz	Humedad	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
SC	R3	-2,44	0,24	0,09	0,02	A	
SC	R2	-2,46	0,22	0,09	0,02	A	
D80	R1	-2,68	0,22	0,07	0,01	A	
SC	R1	-3,42	0,22	0,03	0,01	A	B
S50	R2	-3,44	0,22	0,03	0,01	A	B
S50	R1	-3,46	0,22	0,03	0,01	A	B
S50	R3	-3,47	0,22	0,03	0,01	A	B
D80	R3	-3,51	0,22	0,03	0,01	A	B
D80	R2	-4,15	0,22	0,02	3,4E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

eficiencia.total.gr.cm2 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Humedad

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Humedad	PredLin	E.E.	Media	E.E.			
Co	R3	-2,14	0,19	0,12	0,02	A		
Co	R2	-2,87	0,18	0,06	0,01	A	B	
Co	R1	-2,88	0,18	0,06	0,01	A	B	
Ci	R1	-3,49	0,18	0,03	0,01		B	C
Ci	R2	-3,83	0,18	0,02	3,9E-03			C
Ci	R3	-4,14	0,18	0,02	2,8E-03			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelo: ANOVA de una via

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_Diámetro	59	0,00	1,01	0,31	<0,0001
RE_Long. Tallo	59	0,00	1,01	0,91	0,0008
RE_Long. Raíz	59	0,00	1,01	0,98	0,7177
RE_Peso seco aéreo	59	0,00	1,01	0,97	0,4658
RE_Peso seco Raíz	59	0,00	1,01	0,92	0,0060
RE_indice de esbeltez	59	0,00	1,01	0,95	0,0705
RE_peso seco aereo/peso se..	58	0,00	1,01	0,68	<0,0001

Variables con distribución normal: longitud de raiz , peso seco aereo e indice de esbeltez, se comprueba homogeneidad de varianza con el test de Levene (ANOVA con los residuos absolutos), el resto rquieren transformación o cambio de analisis.

Longitud de raiz:

Tiene homogeneidad de varianza:

RABS_Long. Raíz

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Long. Raíz	59	0,02	0,00	70,95

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	3,26	1	3,26	0,99	0,3248
Especie	3,26	1	3,26	0,99	0,3248
Error	188,21	57	3,30		
Total	191,47	58			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,94757

Error: 3,3019 gl: 57

Especie	Medias	n	E.E.	
Cipres	2,32	29	0,34	A
Coihue	2,79	30	0,33	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Resultado: ANOVA

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
Long. Raíz	59	0,11	0,09	18,80

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	69,11	1	69,11	6,81	0,0116
Especie	69,11	1	69,11	6,81	0,0116
Error	578,49	57	10,15		
Total	647,61	58			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=1,66128

Error: 10,1490 gl: 57

Especie	Medias	n	E.E.		
Coihue	15,88	30	0,58	A	
Cipres	18,05	29	0,59		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco aéreo

Muestra heterogeniedad de varianza

RABS_Peso seco aéreo

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Peso seco aéreo	59	0,09	0,08	75,59

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,69	1	0,69	5,86	0,0187
Especie	0,69	1	0,69	5,86	0,0187
Error	6,75	57	0,12		
Total	7,44	58			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,17946

Error: 0,1184 gl: 57

Especie	Medias	n	E.E.		
Coihue	0,35	30	0,06	A	
Cipres	0,57	29	0,06		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	H	p
Peso seco aéreo	Cipres	29	2,61	0,69	39,59	<0,0001
Peso seco aéreo	Coihue	30	0,88	0,47		

Trat.	Ranks	
Coihue	16,17	A
Cipres	44,31	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Indice de esbeltez

Muestra heterogeniedad de varianza

RABS_indice de esbeltez

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS indice de esbeltez	59	0,23	0,22	88,44

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	1017,70	1	1017,70	17,37	0,0001
Especie	1017,70	1	1017,70	17,37	0,0001
Error	3340,13	57	58,60		
Total	4357,83	58			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=3,99187

Error: 58,5988 gl: 57

Especie	Medias	n	E.E.	
Cipres	4,43	29	1,42	A
Coihue	12,74	30	1,40	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	H	p
indice de esbeltez	Cipres	29	33,37	7,50	41,52	<0,0001
indice de esbeltez	Coihue	30	66,99	15,76		

Trat.	Ranks	
Cipres	15,34	A
Coihue	44,17	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación logarítmica de las demás variables: longitud de tallo y peso seco de raíz muestran normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_LN_Long. Tallo	59	0,00	1,01	0,97	0,4060
RE LN Peso seco Raíz	59	0,00	1,01	0,96	0,3789

Longitud de tallo

Muestra heterogenidad de varianza

RABS_LN_Long. Tallo

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS LN Long. Tallo	59	0,24	0,23	70,16

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,26	1	0,26	18,24	0,0001
Especie	0,26	1	0,26	18,24	0,0001
Error	0,82	57	0,01		
Total	1,08	58			

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	H	p
Long. Tallo	Cipres	29	12,77	1,56	31,64	<0,0001
Long. Tallo	Coihue	30	19,91	5,94		

Trat.	Ranks	
Cipres	17,21	A
Coihue	42,37	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco de raíz

Muestra homogeneidad de varianza

RABS_LN_Peso seco Raíz

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS LN Peso seco Raíz	59	1,5E-03	0,00	84,55

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,01	1	0,01	0,08	0,7728
Especie	0,01	1	0,01	0,08	0,7728
Error	4,54	57	0,08		
Total	4,55	58			

RESULTADO: ANOVA

Análisis de la varianza

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
LN Peso seco Raíz	59	0,71	0,71	421,24

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	27,37	1	27,37	140,30	<0,0001
Especie	27,37	1	27,37	140,30	<0,0001
Error	11,12	57	0,20		
Total	38,49	58			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,23034

Error: 0,1951 gl: 57

Especie	Medias	n	E.E.	
Coihue	-0,56	30	0,08	A
Cipres	0,80	29	0,08	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Prueba de transformación a raíz de diámetro y peso seco aéreo/peso seco raíz continua sin cumplir normalidad

Diámetro

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	H	p
Diámetro	Cipres	29	4,71	5,08	21,60	<0,0001
Diámetro	Coihue	30	2,99	0,55		

Trat.	Ranks	
Coihue	19,78	A
Cipres	40,57	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco aéreo/peso seco raiz

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	H	p
peso seco aereo/peso seco ..	Cipres	29	1,17	0,32	4,06	0,0440
peso seco aereo/peso seco ..	Coihue	29	1,56	0,96		

Trat.	Ranks	
Cipres	25,03	A
Coihue	33,97	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

O implica planta viva, 1 implica planta muerta

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.005_S.5.05.16_ML<-glmer(cbind(S.5.05.16
,as.numeric(as.character(30))-S.5.05.16)~1+Sp+Tratamiento+Sp:Tratamiento+(1|Ppal)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data05)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.005_S.5.05.16_ML

Variable dependiente: S.5.05.16

General

Familia	Enlace	nAGQ
binomial	logit	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance	df.resid
540	836,17	866,21	-411,09	248,02	533

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Sp	1	534	33,90	<0,0001
Tratamiento	2	534	38,91	<0,0001
Sp:Tratamiento	2	534	8,66	0,0002

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Ppal	(Intercept)	0,00	0,00

Deviance 248,02 / DF 533 = 0.46 el modelo ajusta bien a los datos

Pruebas de hipótesis para contrastes

Sp*Tratamiento	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
sc ci vs co	-0,16	0,16	1,04	1	0,3073	>0,9999
cint ci vs co	-1,07	0,27	15,26	1	0,0001	0,0008
ca ci vs co	-1,52	0,35	18,72	1	<0,0001	0,0001
ci sc vs ca	2,07	0,34	37,54	1	<0,0001	<0,0001
ci sc vs cint	1,48	0,26	31,42	1	<0,0001	<0,0001
ci ca vs cint	-0,59	0,40	2,23	1	0,1351	>0,9999
co sc vs ca	0,71	0,18	14,80	1	0,0001	0,0011
co sc vs cint	0,56	0,18	10,19	1	0,0014	0,0127
co ca vs cint	-0,15	0,21	0,51	1	0,4736	>0,9999
Total			0,51	1	0,4736	0,4736

S.5.05.16 - Medias ajustadas y errores estándares para Sp*Tratamiento

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Sp	Tratamiento	PredLin	E.E.	Media	E.E.			
Co	Abierta	-3,37	0,11	0,03	3,5E-03	A		
Ci	Abierta	-3,53	0,12	0,03	3,2E-03	A	B	
Co	Intermedia	-3,93	0,14	0,02	2,6E-03		B	
Co	Cob. Cerrada	-4,08	0,15	0,02	2,5E-03		B	
Ci	Intermedia	-5,00	0,24	0,01	1,6E-03			C
Ci	Cob. Cerrada	-5,59	0,32	3,7E-03	1,2E-03			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

O implica planta viva, 1 implica planta muerta

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.003_S.05.05.16_ML<-glmer(cbind(S.05.05.16
,as.numeric(as.character(30))-
S.05.05.16)~1+Tratamiento+Especie+Tratamiento:Especie+(1|Ppal)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data03)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.003_S.05.05.16_ML

Variable dependiente: S.05.05.16

General

Familia	Enlace	nAGQ
binomial	logit	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance	df.resid
540	925,54	955,58	-455,77	226,22	533

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Tratamiento	2	534	6,25	0,0021
Especie	1	534	7,32	0,0070
Tratamiento:Especie	2	534	2,59	0,0763

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Ppal	(Intercept)	0,11	0,33

Deviance 226.33 / DF 533 = 0.42 el modelo ajusta bien a los datos

Pruebas de hipótesis para contrastes

Tratamiento	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
sc vs ca	0,88	0,30	8,37	1	0,0038	0,0114
sc vs cint	0,97	0,31	9,66	1	0,0019	0,0056
ca vs cint	0,09	0,32	0,08	1	0,7837	>0,9999
Total			0,08	1	0,7837	0,7837

S.05.05.16 - Medias ajustadas y errores estándares para Tratamiento

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Tratamiento	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Abierta	-3,38	0,20	0,03	0,01	A	
Cob. Cerrada	-4,26	0,22	0,01	3,1E-03		B
Intermedia	-4,35	0,23	0,01	3,0E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

S.05.05.16 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Co	-3,83	0,14	0,02	2,8E-03	A	
Ci	-4,16	0,15	0,02	2,2E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.001_s.14.3.18_ML<-glmer(cbind(s.14.3.18
,as.numeric(as.character(30))-s.14.3.18)~1+Sp+Tratamiento+Sp:Tratamiento+(1|Ppal)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=mlgm.modeloR.data01)
```

Medidas de ajuste del modelo

n	AIC	BIC	logLik	deviance	df.resid
540	1032,53	1062,58	-509,27	1018,53	533,00

AIC y BIC menores implica mejor

Familia

Family	link
binomial	logit

Pruebas de hipótesis marginales

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Sp	1	534	6,06	0,0142
Tratamiento	2	534	8,41	0,0003
Sp:Tratamiento	2	534	2,15	0,1173

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Ppal	(Intercept)	0,00	1,1E-07

Deviance 1018.53 / DF 534 = 1.91 el modelo ajusta a los datos

Pruebas de hipótesis para contrastes

Lbl_LosContrastesestanenlaescaladelpredictorlineal

Tratamiento	Contraste	E.E.	gl	Chi	p-valor	p-valor(Bonferroni)
Ct.sc vs ca	0,44	0,12	1	13,04	0,0003	0,0009
Ct.ca vs cint	-0,06	0,13	1	0,18	0,6722	>0,9999
Ct.sc vs cint	0,38	0,12	1	10,40	0,0013	0,0038

s.14.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Sp

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Sp	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
coihue	-3,52	0,07	0,03	1,9E-03	A	
cipres	-3,77	0,08	0,02	1,7E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

s.14.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Tratamiento

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Tratamiento	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Abierta	-3,37	0,08	0,03	2,4E-03	A	
Intermedia	-3,75	0,09	0,02	2,0E-03		B
Cob. Cerrada	-3,81	0,09	0,02	2,0E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.001_S.14.03.18_ML<-glmer(cbind(S.14.03.18
,as.numeric(as.character(30))-
S.14.03.18)~1+Tratamiento+Especiprese+Tratamiento:Especiprese+(1|Ppal)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=mlgm.modeloR.data01)
```

Medidas de ajuste del modelo

n	AIC	BIC	logLik	deviance	df.resid
540	1057,96	1088,01	-521,98	1043,96	533,00

AIC y BIC menores implica mejor

Familia

Family	link
binomial	logit

Pruebas de hipótesis marginales

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Tratamiento	2	534	3,96	0,0196
Especie	1	534	1,41	0,2355
Tratamiento:Especiprese	2	534	0,39	0,6800

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
Ppal	(Intercept)	0,00	0,00

Deviance 1043.96/ DF 533 = 1.96 el modelo ajsuta a los datos

Pruebas de hipótesis para contrastes

Lbl_LosContrastesestanenlaescaladelpredictorlineal

Contraste	E.E.	gl	Chi	p-valor	p-valor(Bonferroni)
Ct.sc vs ca	0,28	0,12	1	6,09	0,0136	0,0408
Ct.sc vs cint	0,26	0,11	1	5,25	0,0219	0,0658
Ct.ca vs cint	-0,02	0,12	1	0,03	0,8585	>0,9999

S.14.03.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Tratamiento

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Tratamiento	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Abierta	-3,37	0,08	0,03	2,4E-03	A	
Intermedia	-3,63	0,09	0,03	2,2E-03		B
Cob. Cerrada	-3,65	0,09	0,03	2,1E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_INC.DAC.fin.3er.ano_REML<-
lme(INC.DAC.fin.3er.ano~1+Tratamiento+Especiprese+Tratamiento:Especiprese
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data00
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.000_INC.DAC.fin.3er.ano_REML
Variable dependiente: INC.DAC.fin.3er.ano
Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
20	82,79	87,43	-35,40	1,72	0,25	0,45

AIC y BIC menores implica mejor
Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.000_INC.DAC.fin.3er.ano_REML

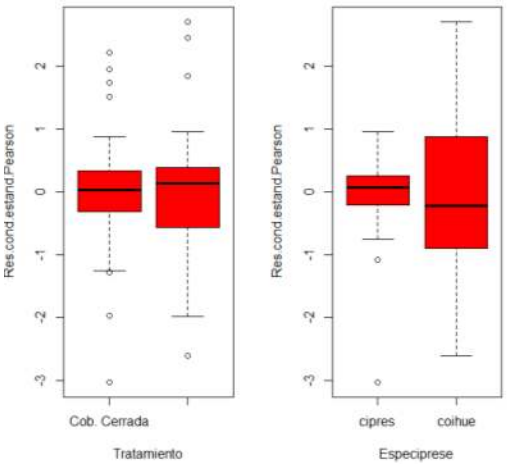
	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	13	7,24	0,0185	0,0740	0,0720
Tratamiento	1	3	0,05	0,8321	>0,9999	0,9992
Especiprese	1	13	6,46	0,0246	0,0985	0,0949
Tratamiento:Especiprese	1	13	1,85	0,1965	0,7858	0,5831

Parámetros de los efectos aleatorios
Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Ppal
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,97

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_1_INC DAC fin 3er año	20	0,00	0,87	0,90	0,1094



CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_INC.DAC.fin.3er.ano_REML<-
lme(INC.DAC.fin.3er.ano~1+Tratamiento:Especiprese+Tratamiento+Especiprese
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especiprese))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_INC.DAC.fin.3er.ano_REML
Variable dependiente: INC.DAC.fin.3er.ano
Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
20	54,24	59,65	-20,12	0,25	0,24	0,37

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.002_INC.DAC.fin.3er.ano_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	13	3,36	0,0900	0,3600	0,3142
Tratamiento	1	3	0,07	0,8132	>0,9999	0,9988
Especiprese	1	13	2,13	0,1683	0,6733	0,5216
Tratamiento:Especiprese	1	13	0,31	0,5891	>0,9999	0,9715

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	1,28

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

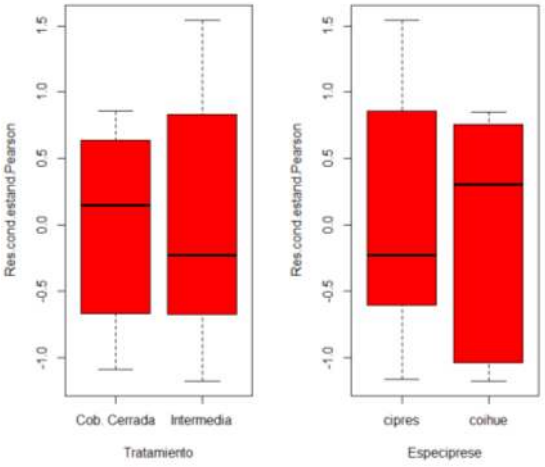
Formula: ~ 1 | Especiprese

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
cipres	1,00
coihue	13,77

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 INC DAC fin 3er año	20	0,00	0,83	0,91	0,1951



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_INC.DAC.fin..	1	6	82,79	87,43	-35,40			
mlm.modelo.002_INC.DAC.fin..	2	7	54,24	59,65	-20,12	1 vs 2	30,55	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 002 por MENOR AIC

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_INC.DAC.fin.3er.ano_REML<-
lme(INC.DAC.fin.3er.ano~1+Tratamiento+Especiprese+Tratamiento:Especiprese
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especiprese)
,varIdent(form=~1|Tratamiento))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_INC.DAC.fin..	1	7	54,24	59,65	-20,12			
mlm.modelo.003_INC.DAC.fin..	2	8	56,08	62,26	-20,04	1 vs 2	0,17	0,6839

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 002 por SER MÁS SIMPLE

MODELO ELEGIDO 002: SIN EFECTOS DE LOS FACTORES ESTUDIADOS

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.012_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML<-
lme(INC.DAC.al.final.del.3er.ano~1+Tratamiento+Sp+Tratamiento:Sp
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data12
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.012_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML

Variable dependiente: INC.DAC.al.final.del.3er.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
36	97,35	106,15	-42,68	0,75	0,62	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.012_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk	p-valor_BH
(Intercept)	1	28	32,81	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento	1	4	0,29	0,6214	>0,9999	0,9795	0,6214
Sp	1	28	41,53	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento:Sp	1	28	5,86	0,0222	0,0887	0,0858	0,0296

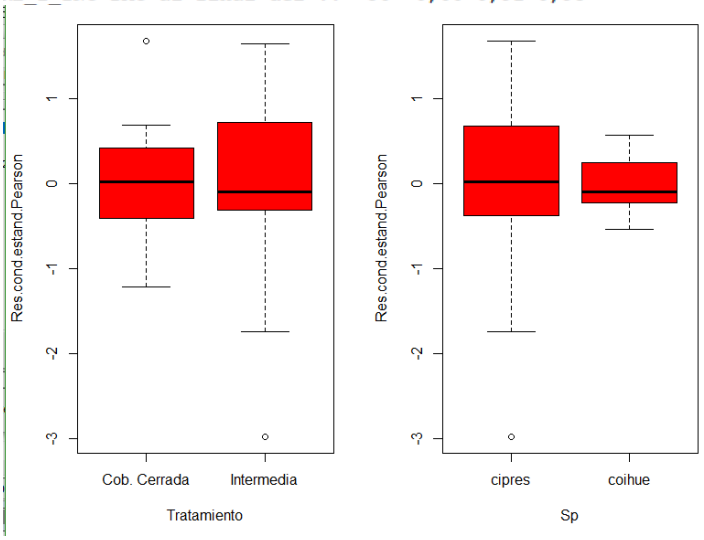
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Ppal
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,51

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_1_INC DAC al final del ..	36	0,00	0,91	0,95	0,3909



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.013_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML<-
lme(INC.DAC.al.final.del.3er.ano~1+Tratamiento+Sp+Tratamiento:Sp
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Sp))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data13
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.013_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML

Variable dependiente: INC.DAC.al.final.del.3er.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1

36	95,90	106,16	-40,95	0,80	0,62	0,74

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.013_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH
(Intercept)	1	28	42,62	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento	1	4	0,44	0,5430	>0,9999	0,9564	0,5430
Sp	1	28	97,70	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento:Sp	1	28	14,02	0,0008	0,0033	0,0033	0,0011

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,50

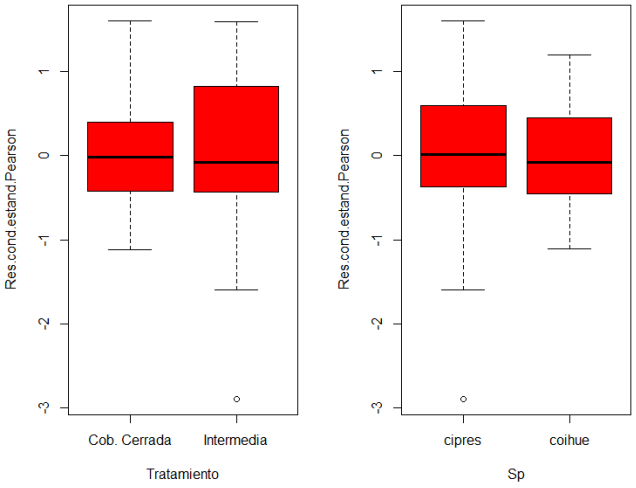
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Sp

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
cipres	1,00
coihue	0,45



Chequeo de normalidad: positivo

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 INC DAC al final del ..	36	0,00	0,91	0,96	0,5749

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.012_INC.DAC.al...	1	6	97,35	106,15	-42,68			
mlm.modelo.013_INC.DAC.al...	2	7	95,90	106,16	-40,95	1 vs 2	3,46	0,0630

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 013 por menor AIC

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIDAD POR COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.014_INC.DAC.al.final.del.3er.ano_REML<-
lme(INC.DAC.al.final.del.3er.ano~1+Tratamiento+Sp+Tratamiento:Sp
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Sp)
,varIdent(form=~1|Tratamiento))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data14
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.013_INC.DAC.al...	1	7	95,90	106,16	-40,95			
mlm.modelo.014_INC.DAC.al...	2	8	95,34	107,06	-39,67	1 vs 2	2,56	0,1097

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 013 por ser más simple

MODELO ELEGIDO 013: EFECTO DE INTERACCIÓN COBERTURA-ESPECIE

Pruebas de hipótesis para contrastes

Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CA CI VS CO	-3,21	0,32	97,70	1	28	<0,0001	<0,0001
CINT CI VS CO	-1,58	0,29	29,98	1	28	<0,0001	0,0001
CI CA VS CINT	-0,49	0,52	0,91	1	28	0,3485	>0,9999
CO CA VS CINT	1,14	0,55	4,33	1	28	0,0466	0,4197
Total			4,33	1	28	0,0466	0,0466

INC.DAC.al.final.del.3er.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Tratamiento*Sp

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Tratamiento	Sp	Medias	E.E.		
Cob. Cerrada	coihue	3,95	0,42	A	
Intermedia	coihue	2,81	0,34	A	
Intermedia	cipres	1,23	0,37		B

Cob. Cerrada	cipres	0,74	0,36	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada para corregir no normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML<-
lme(RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano~1+Tratamiento+Especiprese+Tratamiento:Especiprese
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
83	309,24	323,46	-148,62	1,47	0,50	0,51

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.006_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	75	377,74	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento	1	4	0,25	0,6417	>0,9999	0,9835
Especie	1	75	55,03	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento:Especie	1	75	2,64	0,1087	0,4348	0,3689

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

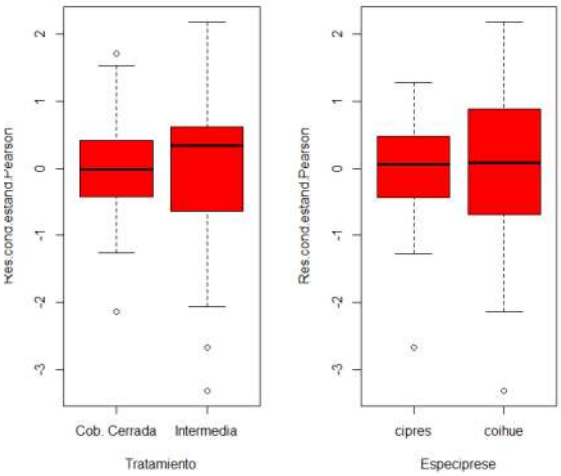
Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,17

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ INC Alt fin 3er ..	83	0,00	0,98	0,97	0,3748



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML<-
lme(RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano~1+Tratamiento:Especiprese+Tratamiento+Especiprese
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especiprese))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data08
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.008_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1

83	298,12	314,71	-142,06	1,09	0,50	0,50

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.008_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML

		numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)		1	75	344,50	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento		1	4	0,17	0,6992	>0,9999	0,9918
Especie	1	75	42,93	<0,0001	<0,0001	<0,0001	
Tratamiento:Especie	1	75	2,00	0,1617	0,6468	0,5061	

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,07

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especiprese

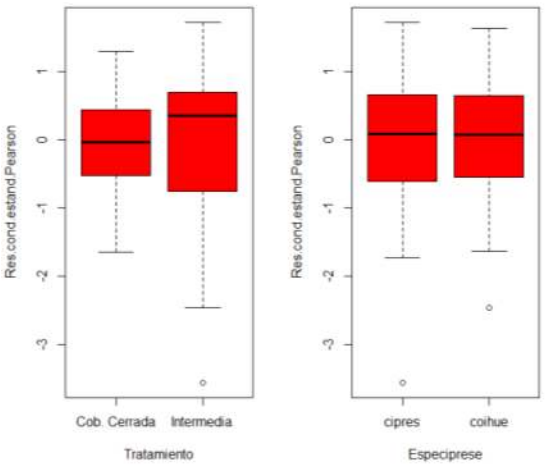
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
cipres	1,00
coihue	1,80

Chequeo de normalidad: positivo

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ INC Alt fin 3er ..	83	0,00	0,98	0,97	0,1794



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_RAIZ_INC.Al..	1	6	309,24	323,46	-148,62			
mlm.modelo.008_RAIZ_INC.Al..	2	7	298,12	314,71	-142,06	1 vs 2	13,12	0,0003

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 008 por menor AIC

CORROBORO SI HACE FALTA CORREGIR HETEROGENEIDAD POR COBERTURA

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.009_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML<-
lme(RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano~1+Tratamiento+Especiprese+Tratamiento:Especiprese
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especiprese)
,varIdent(form=~1|Tratamiento))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data09
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.009_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
83	292,62	311,58	-138,31	0,83	0,50	0,50

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.009_RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk

(Intercept)		1	75	522,91	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento		1	4	0,17	0,6992	>0,9999	0,9918
Especie	1	75	69,42	<0,0001	<0,0001	<0,0001	
Tratamiento:Especie	1	75	1,81	0,1821	0,7284	0,5525	

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,10

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especiprese

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
cipres	1,00
coihue	1,87

Modelo de varianzas: varIdent

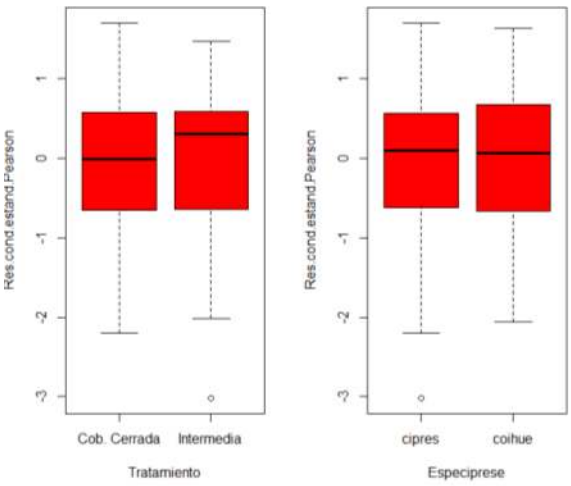
Formula: ~ 1 | Tratamiento

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cob. Cerrada	1,00
Intermedia	1,56

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ INC Alt fin 3er ..	83	0,00	0,98	0,96	0,1701



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.008_RAIZ_INC.Al..	1	7	298,12	314,71	-142,06			
mlm.modelo.009_RAIZ_INC.Al..	2	8	292,62	311,58	-138,31	1 vs 2	7,50	0,0062

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 009 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 009: Efecto de la especie

RAIZ_INC.Alt.fin.3er.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especiprese	Medias	E.E.		
coihue	6,42	0,38	A	
cipres	3,55	0,16		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada para corregir falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.014_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML<-
lme(RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an~1+Tratamiento+Sp+Tratamiento:Sp
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data14
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.014_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML

Variable dependiente: RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
111	324,56	340,59	-156,28	0,95	0,27	0,43

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.014_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH
(Intercept)	1	103	82,96	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento	1	4	0,02	0,8888	>0,9999	0,9998	0,8888
Sp	1	103	11,33	0,0011	0,0043	0,0043	0,0021
Tratamiento:Sp	1	103	2,87	0,0931	0,3725	0,3236	0,1242

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

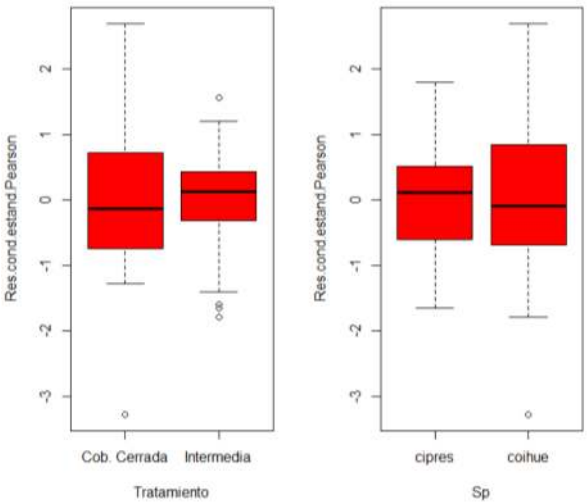
Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,53

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ INC altur nal de..	111	0,00	0,97	0,98	0,3055



CORRIJO POR HETEROGONEIDAD DE VARIANZA DE COBERTURA

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.022_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML<-
lme(RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an~1+Tratamiento+Sp+Tratamiento:Sp
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Tratamiento))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data22
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.022_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML

Variable dependiente: RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
111	315,37	334,08	-150,68	1,14	0,27	0,43

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.022_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH
(Intercept)	1	103	85,49	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento	1	4	0,01	0,9165	>0,9999	>0,9999	0,9165
Sp	1	103	7,93	0,0058	0,0233	0,0231	0,0116
Tratamiento:Sp	1	103	2,75	0,1003	0,4012	0,3448	0,1337

parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|Ppal

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,49

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

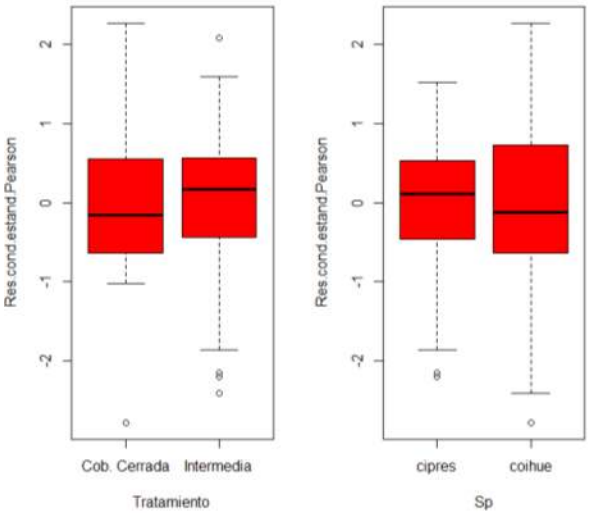
Formula: ~ 1 | Tratamiento

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Cob. Cerrada	1,00
Intermedia	0,62

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ INC altur nal de..	111	0,00	0,97	0,97	0,1222



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.014_RAIZ_INC.al..	1	6	324,56	340,59	-156,28			
mlm.modelo.022_RAIZ_INC.al..	2	7	315,37	334,08	-150,68	1 vs 2	11,19	0,0008

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 022 por menor AIC

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA POR ESPECIE

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.025_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML<-
lme(RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an~1+Tratamiento+Sp+Tratamiento:Sp
,random=list(Ppal=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Tratamiento)
,varIdent(form=~1|Sp))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data25
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.025_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML

Variable dependiente: RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
111	304,98	326,36	-144,49	0,85	0,27	0,41

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginalesmlm.modelo.025_RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an_REML

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk	p-valor BH
(Intercept)	1	103	108,99	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Tratamiento	1	4	1,9E-04	0,9897	>0,9999	>0,9999	0,9897
Sp	1	103	5,80	0,0178	0,0712	0,0694	0,0356
Tratamiento:Sp	1	103	1,96	0,1644	0,6577	0,5125	0,2192

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|Ppal
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,39

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Tratamiento
Parámetros de la función de varianza

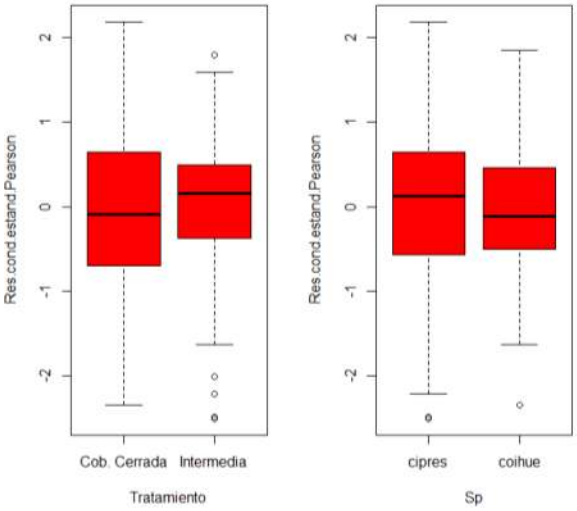
Parámetro	Estim
Cob. Cerrada	1,00
Intermedia	0,72

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Sp
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
cipres	1,00
coihue	1,73

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ INC altur nal de..	111	0,00	0,97	0,97	0,1205



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.022_RAIZ_INC.al..	1	7	315,37	334,08	-150,68			
mlm.modelo.025_RAIZ_INC.al..	2	8	304,98	326,36	-144,49	1 vs 2	12,39	0,0004

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 025 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 025: EFECTO MARGINAL DE LA ESPECIE

RAIZ_INC.altura.al.final.del.3er.an - Medias ajustadas y errores estándares para Sp

LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Sp	Medias	E.E.		
coihue	3,84	0,28	A	
cipres	2,54	0,18		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Capítulo 6. Ensayo 2016: Material vegetal utilizado

Modelo: ANOVA de una vía

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_Long Tallo	79	0,00	1,01	0,96	0,1416
RE_Diam	79	0,00	1,01	0,98	0,5540
RE_P.S.A.	79	0,00	1,01	0,97	0,5134
RE_P.S.R.	79	0,00	1,01	0,94	0,0062
RE_Ind. A/ D	79	0,00	1,01	0,98	0,5978
RE_P.S.A./PSR	79	0,00	1,01	0,98	0,9029

Variables con distribución normal: longitud de tallo, diametro, peso seco aereo, indice de esbeltez, psa/psr, se comprueba homogeneidad de varianza con el test de Levene (ANOVA con los residuos absolutos), el resto requieren transformación o cambio de analisis.

Longitud de tallo

Tiene heterogeniedad de varianza

RABS_Long Tallo

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Long Tallo	79	0,38	0,38	78,53

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	1090,90	1	1090,90	48,18	<0,0001
Especie	1090,90	1	1090,90	48,18	<0,0001
Error	1743,29	77	22,64		
Total	2834,19	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=2,13626

Error: 22,6401 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.		
Ciprés	2,10	37	0,78	A	
Coihue	9,55	42	0,73		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Long Tallo	Ciprés	37	16,57	2,67	16,00	58,28	<0,0001
Long Tallo	Coihue	42	56,63	11,56	58,50		

Trat.	Ranks		
Ciprés	19,00	A	
Coihue	58,50		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Diámetro

Tiene heterogeniedad de varianza

RABS_Diam

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Diam	79	0,07	0,06	79,46

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,63	1	0,63	5,59	0,0205
Especie	0,63	1	0,63	5,59	0,0205
Error	8,62	77	0,11		
Total	9,24	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,15019

Error: 0,1119 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.		
Ciprés	0,33	37	0,05	A	
Coihue	0,50	42	0,05		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Diam	Ciprés	37	3,36	0,41	3,37	39,72	<0,0001
Diam	Coihue	42	4,34	0,65	4,42		

Trat.	Ranks		
Ciprés	22,66	A	
Coihue	55,27		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco aereo

Tiene homogeneidad de varianza

RABS_P.S.A.

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS P.S.A.	79	1,9E-03	0,00	68,76

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,04	1	0,04	0,14	0,7055
Especie	0,04	1	0,04	0,14	0,7055
Error	22,29	77	0,29		
Total	22,34	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,24158

Error: 0,2895 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.	
Ciprés	0,76	37	0,09	A
Coihue	0,80	42	0,08	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: ANOVA

P.S.A.

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
P.S.A.	79	0,04	0,02	29,48

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	2,72	1	2,72	2,97	0,0891
Especie	2,72	1	2,72	2,97	0,0891
Error	70,71	77	0,92		
Total	73,43	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,43023

Error: 0,9183 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.	
Ciprés	3,05	37	0,16	A
Coihue	3,42	42	0,15	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Índice de esbeltez

Tiene heterogeneidad de varianza

RABS_Ind. A/ D

Variable	N	R^2	R^2 Aj	CV
RABS Ind. A/ D	79	0,17	0,16	83,60

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	24,32	1	24,32	16,16	0,0001
Especie	24,32	1	24,32	16,16	0,0001
Error	115,89	77	1,51		
Total	140,21	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,55079

Error: 1,5050 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.		
Ciprés	0,88	37	0,20	A	
Coihue	1,99	42	0,19		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
Ind. A/ D	Ciprés	37	5,02	1,19	4,76	58,28	<0,0001
Ind. A/ D	Coihue	42	13,15	2,51	13,34		

Trat.	Ranks	
Ciprés	19,00	A
Coihue	58,50	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

PSA/PSR

Tiene heterogeneidad de varianza

RABS_P.S.A./PSR

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS P.S.A./PSR	79	0,28	0,27	75,88

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	3,59	1	3,59	29,88	<0,0001
Especie	3,59	1	3,59	29,88	<0,0001
Error	9,25	77	0,12		
Total	12,84	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,15562

Error: 0,1201 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.	
Ciprés	0,23	37	0,06	A
Coihue	0,66	42	0,05	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: Análisis de varianza no paramétrica Kruskal Wallis

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
P.S.R.	Ciprés	37	1,87	0,71	1,65	2,39	0,1217
P.S.R.	Coihue	42	1,58	0,73	1,65		

Variable	Especie	N	Medias	D.E.	Medianas	H	p
P.S.A./PSR	Ciprés	37	1,71	0,31	1,68	21,60	<0,0001
P.S.A./PSR	Coihue	42	2,47	0,80	2,38		

Trat.	Ranks	
Ciprés	27,22	A
Coihue	51,26	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Peso seco raíz

Tranformación logaritmica por falta de normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE LN P.S.R.	79	0,00	1,01	0,96	0,0929

Tiene homogeniedad de varinza

Análisis de la varianza

Variable	N	R²	R² Aj	CV
RABS LN P.S.R.	79	0,05	0,03	74,08

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,29	1	0,29	3,79	0,0551
Especie	0,29	1	0,29	3,79	0,0551
Error	5,94	77	0,08		
Total	6,23	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,12466

Error: 0,0771 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.	
Ciprés	0,31	37	0,05	A
Coihue	0,43	42	0,04	A

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RESULTADO: ANOVA

Análisis de la varianza

Variable	N	R²	R² Aj	CV
LN P.S.R.	79	0,05	0,04	108,60

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo I)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	0,95	1	0,95	4,22	0,0433
Especie	0,95	1	0,95	4,22	0,0433
Error	17,33	77	0,23		
Total	18,28	78			

Test:Tukey Alfa=0,05 DMS=0,21297

Error: 0,2250 gl: 77

Especie	Medias	n	E.E.	
Coihue	0,33	42	0,07	A
Ciprés	0,55	37	0,08	B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.000_S.13.3.18_ML<-glmer(cbind(S.13.3.18
,as.numeric(as.character(24))-
S.13.3.18)~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+Cobertura:
Competencia+Cobertura:Especie:Competencia+(1|PPAL)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data00)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.000_S.13.3.18_ML

Variable dependiente: S.13.3.18

General

Familia	Enlace	nAGQ
binomial	logit	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
432	553,89	606,78	-263,95	255,76

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Cobertura	2	420	12,90	<0,0001
Especie	1	420	1,52	0,2183
Competencia	1	420	0,35	0,5557
Cobertura:Especie	2	420	4,02	0,0187
Especie:Competencia	1	420	7,79	0,0055
Cobertura:Competencia	2	420	1,13	0,3235
Cobertura:Especie:Competen..	2	420	1,98	0,1392

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
PPAL	(Intercept)	0,00	0,00

Deviance 256,76 / df 240 = 0.61 el modelo ajusta a los datos

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Especie	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ca ci vs co	0,14	0,67	0,05	1	0,8308	>0,9999
cint ci vs co	0,01	0,24	2,0E-03	1	0,9643	>0,9999
sc ci vs co	-1,12	0,34	11,20	1	0,0008	0,0074
ci ca vs cint	-1,65	0,44	13,72	1	0,0002	0,0019
ci ca vs sc	-0,55	0,50	1,21	1	0,2710	>0,9999
ci cint vs sc	1,09	0,34	10,49	1	0,0012	0,0108
co ca vs cint	-1,78	0,55	10,28	1	0,0013	0,0121
co ca vs sc	-1,82	0,55	10,75	1	0,0010	0,0094
co cint vs sc	-0,04	0,24	0,03	1	0,8713	>0,9999
Total			0,03	1	0,8713	0,8713

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Competencia	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ci sr vs cr	-0,58	0,35	2,66	1	0,1031	0,4123
co sr vs cr	0,89	0,39	5,25	1	0,0220	0,0879
sr ci vs co	-1,05	0,33	10,38	1	0,0013	0,0051
cr ci vs co	0,41	0,41	0,99	1	0,3189	>0,9999
Total			0,99	1	0,3189	0,3189

S.13.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Sin cobertura	Coihue	-3,84	0,17	0,02	3,5E-03	A	
Intermedia	Ciprés	-3,87	0,17	0,02	3,5E-03	A	
Intermedia	Coihue	-3,88	0,17	0,02	3,4E-03	A	
Sin cobertura	Ciprés	-4,96	0,29	0,01	2,0E-03		B
Cerrada	Ciprés	-5,51	0,41	4,0E-03	1,6E-03		B
Cerrada	Coihue	-5,66	0,53	3,5E-03	1,8E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

S.13.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Competencia

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Competencia	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Coihue	CC	-4,02	0,15	0,02	2,7E-03	A	
Ciprés	SC	-4,49	0,21	0,01	2,2E-03	A	B
Coihue	SC	-4,90	0,35	0,01	2,6E-03	A	B
Ciprés	CC	-5,07	0,29	0,01	1,8E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generalizados mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.003_S.13.3.18_ML<-glmer(cbind(S.13.3.18
,as.numeric(as.character(24))-
S.13.3.18)~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+Cobertura:
Competencia+Cobertura:Especie:Competencia+(1|PPAL)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.data03)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.003_S.13.3.18_ML

Variable dependiente: S.13.3.18

General

Familia	Enlace	nAGQ
binomial	logit	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
432	614,47	667,36	-294,23	239,99

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Cobertura	2	420	16,36	<0,0001
Especie	1	420	1,79	0,1814
Competencia	1	420	13,22	0,0003
Cobertura:Especie	2	420	1,87	0,1553
Especie:Competencia	1	420	2,36	0,1250
Cobertura:Competencia	2	420	1,42	0,2418
Cobertura:Especie:Competen..	2	420	5,65	0,0038

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
PPAL	(Intercept)	0,00	0,00

Deviance 239,99 / df 420 = 0,57 el modelo ajusta a los datos

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Especie*Competen..	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ca ci sr vs cr	-0,46	0,49	0,88	1	0,3473	>0,9999
ca co sr vs cr	0,99	0,48	4,26	1	0,0391	0,9390
cint ci sr vs cr	0,52	0,52	0,99	1	0,3203	>0,9999
cint co sr vs cr	1,81	0,63	8,37	1	0,0038	0,0917
sc ci sr vs cr	1,16	0,39	8,98	1	0,0027	0,0655
sc co sr vs cr	0,20	0,26	0,58	1	0,4453	>0,9999
ca sr ci vs co	-0,84	0,46	3,38	1	0,0662	>0,9999
cint sr ci vs co	-0,60	0,40	2,26	1	0,1329	>0,9999
sc sr ci vs co	-0,23	0,26	0,80	1	0,3699	>0,9999
ca cr ci vs co	0,61	0,51	1,44	1	0,2300	>0,9999
cint cr ci vs co	0,70	0,71	0,97	1	0,3257	>0,9999
sc cr ci vs co	-1,19	0,38	9,63	1	0,0019	0,0459
ci sr ca vs cint	-0,36	0,50	0,53	1	0,4670	>0,9999
co sr ca vs cint	-0,12	0,35	0,12	1	0,7292	>0,9999
ci cr ca vs cint	0,61	0,51	1,44	1	0,2300	>0,9999
co cr ca vs cint	0,70	0,71	0,97	1	0,3256	>0,9999
ci sr ca vs sc	-1,41	0,43	11,01	1	0,0009	0,0218
co sr ca vs sc	-0,81	0,31	6,94	1	0,0084	0,2021
ci cr ca vs sc	0,20	0,45	0,20	1	0,6534	>0,9999
co cr ca vs sc	-1,60	0,45	12,62	1	0,0004	0,0091
ci sr cint vs sc	-1,05	0,37	8,00	1	0,0047	0,1124
co sr cint vs sc	-0,69	0,29	5,43	1	0,0198	0,4756
ci cr cint vs sc	-0,41	0,53	0,60	1	0,4397	>0,9999
co cr cint vs sc	-2,30	0,61	14,28	1	0,0002	0,0038
Total			14,28	1	0,0002	0,0002

S.13.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Especie*Competencia

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Especie	Competencia	PredLin	E.E.	Media	E.E.				
Sin cobertura	Coihue	CC	-3,16	0,17	0,04	0,01	A			
Sin cobertura	Coihue	SC	-3,36	0,19	0,03	0,01	A	B		
Sin cobertura	Ciprés	CC	-3,40	0,19	0,03	0,01	A	B	C	
Intermedio	Coihue	CC	-3,85	0,24	0,02	4,9E-03	A	B	C	D
Cerrada	Coihue	CC	-3,97	0,25	0,02	4,6E-03	A	B	C	D
Cerrada	Ciprés	SC	-4,35	0,30	0,01	3,8E-03		B	C	D
Intermedio	Ciprés	CC	-4,45	0,32	0,01	3,6E-03		B	C	D
Sin cobertura	Ciprés	SC	-4,55	0,34	0,01	3,5E-03		B	C	D
Cerrada	Ciprés	CC	-4,81	0,38	0,01	3,0E-03			C	D

Cerrada	Coihue	SC	-4,96	0,41	0,01	2,8E-03	D
Intermedio	Ciprés	SC	-4,96	0,41	0,01	2,8E-03	D
Intermedio	Coihue	SC	-5,66	0,58	3,5E-03	2,0E-03	D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada para corregir normalidad

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.016_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data16
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.016_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
259	302,95	352,08	-137,48	0,39	0,58	0,61

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	241	1623,28	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	6	14,06	0,0054	0,0435	0,0426
Especie	1	241	76,27	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia	1	241	125,17	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura:Especie	2	241	7,09	0,0010	0,0082	0,0081
Especie:Competencia	1	241	10,10	0,0017	0,0134	0,0134
Cobertura:Competencia	2	241	19,42	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura:Especie:Competen..	2	241	1,08	0,3419	>0,9999	0,9648

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

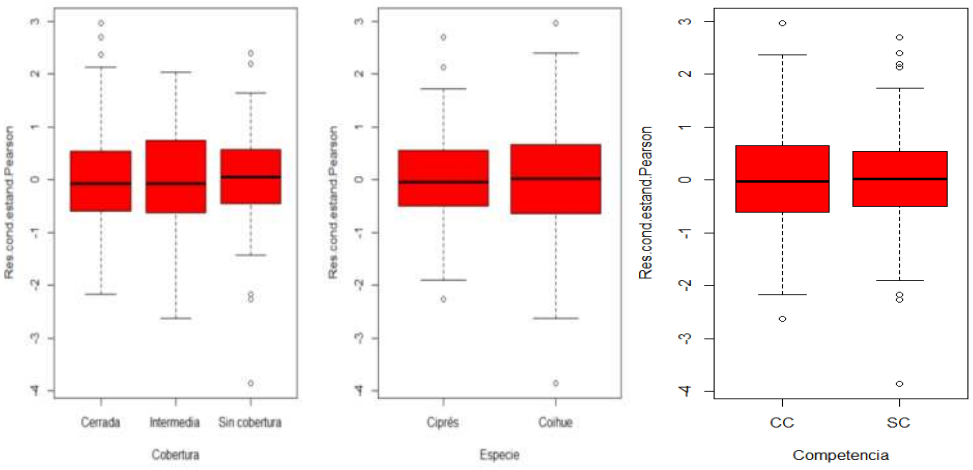
Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,09

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc DAC 2do año	259	0,00	0,97	0,99	0,9513



CORRRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA POR ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.017_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia+Cobertura+Especie+Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
```

```
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data17
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.017_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
259	298,33	350,97	-134,16	0,34	0,58	0,60

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	241	1736,21	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	6	14,80	0,0048	0,0383	0,0377
Especie	1	241	73,84	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia	1	241	121,88	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura:Especie	2	241	6,93	0,0012	0,0095	0,0094
Especie:Competencia	1	241	9,62	0,0022	0,0172	0,0171
Cobertura:Competencia	2	241	18,66	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura:Especie:Competen..	2	241	1,02	0,3634	>0,9999	0,9730

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,09

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

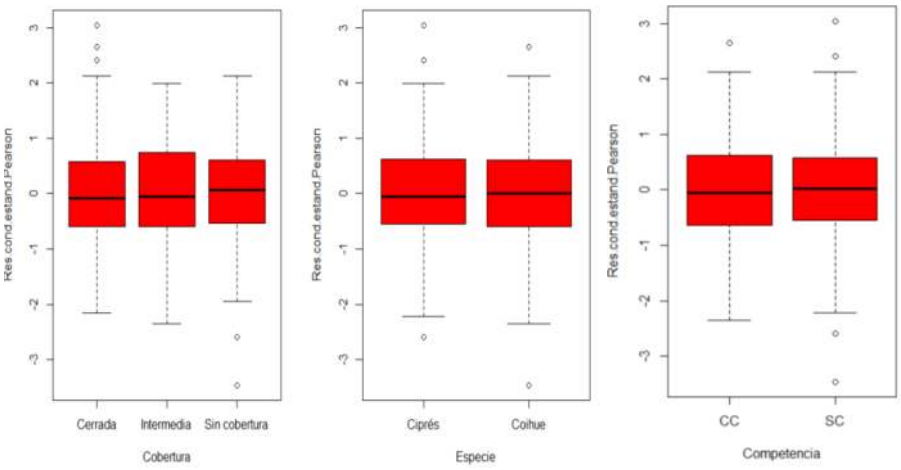
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	1,27

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc DAC 2do año	259	0,00	0,97	1,00	0,9843



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.016_RAIZ_Inc.DA..	1	14	302,95	352,08	-137,48			
mlm.modelo.017_RAIZ_Inc.DA..	2	15	298,33	350,97	-134,16	1 vs 2	6,62	0,0101

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 017 por menor AIC

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA POR VEGETACION CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.019_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competen
cia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Competencia))
```

```
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data19
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.017_RAIZ_Inc.DA..	1	15	298,33	350,97	-134,16			
mlm.modelo.019_RAIZ_Inc.DA..	2	16	298,77	354,92	-133,39	1 vs 2	1,56	0,2123

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 017 por ser más simple

CORROBORO SI DEBO CORRIGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.020_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competen
cia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data20
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.017_RAIZ_Inc.DA..	1	15	298,33	350,97	-134,16			
mlm.modelo.020_RAIZ_Inc.DA..	2	17	301,97	361,63	-133,98	1 vs 2	0,36	0,8346

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 017 por ser más simple

MODELO ELEGIDO: 003 EFECTO DE INTERACCIONES COBERTURA-VEGETACION CIRCUNDANTE, VEGETACION CIRCUNADANTE-ESPECIE y ESPECIE-COBERURA

Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Competencia	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ci cr v sr	-0,41	0,06	43,30	1	241	<0,0001	<0,0001
co cr v sr	-0,73	0,08	77,91	1	241	<0,0001	<0,0001
sr ci vs co	-0,29	0,07	15,39	1	241	0,0001	0,0005
cr ci vs co	-0,61	0,07	67,88	1	241	<0,0001	<0,0001
Total			67,88	1	241	<0,0001	<0,0001

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Competencia	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ce sr vs cr	-0,22	0,07	9,44	1	241	0,0024	0,0213
cint sr vs cr	-0,52	0,09	30,26	1	241	<0,0001	<0,0001
sc sr vs cr	-0,97	0,10	94,95	1	241	<0,0001	<0,0001
sr ce vs cint	0,03	0,11	0,06	1	241	0,8013	>0,9999
cr ce vs cint	-0,27	0,11	5,92	1	241	0,0157	0,1414
sr ce vs sc	-0,13	0,12	1,24	1	241	0,2668	>0,9999
cr ce vs sc	-0,88	0,11	63,39	1	241	<0,0001	<0,0001
sr cint vs sc	-0,16	0,12	1,67	1	241	0,1979	>0,9999
cr cint vs sc	-0,61	0,12	24,91	1	241	<0,0001	<0,0001
Total			24,91	1	241	<0,0001	<0,0001

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Especie	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ce ci vs co	-0,70	0,07	93,05	1	241	<0,0001	<0,0001
cint ci vs co	-0,37	0,10	14,59	1	241	0,0002	0,0015
sc ci vs co	-0,28	0,10	7,95	1	241	0,0052	0,0468
ci ce vs cint	-0,28	0,11	7,20	1	241	0,0078	0,0703
co ce vs cint	0,04	0,12	0,11	1	241	0,7384	>0,9999
ci ce vs sc	-0,71	0,10	49,95	1	241	<0,0001	<0,0001
co ce vs sc	-0,30	0,12	5,73	1	241	0,0174	0,1567
ci cint vs sc	-0,43	0,11	14,92	1	241	0,0001	0,0013
co cint vs sc	-0,34	0,13	6,47	1	241	0,0116	0,1041
Total			6,47	1	241	0,0116	0,0116

RAIZ_Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Competencia	Medias	E.E.			
Coihue	SC	2,22	0,06	A		
Ciprés	SC	1,61	0,06		B	
Coihue	CC	1,49	0,07		B	
Ciprés	CC	1,20	0,05			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Competencia
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Competencia	Medias	E.E.			
Sin cobertura	SC	2,41	0,09	A		
Intermedia	SC	1,80	0,09		B	
Cerrada	SC	1,53	0,07		B	C
Sin cobertura	CC	1,44	0,09		B	C
Cerrada	CC	1,31	0,07			C
Intermedia	CC	1,28	0,08			C

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Especie
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Especie	Medias	E.E.		
Sin cobertura	Coihue	2,07	0,10	A	
Sin cobertura	Ciprés	1,79	0,07	A	
Cerrada	Coihue	1,77	0,08	A	
Intermedia	Coihue	1,73	0,09	A	
Intermedia	Ciprés	1,36	0,08		B
Cerrada	Ciprés	1,07	0,07		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

No se incluyó en el análisis las plantas sin cobertura, por falta de datos para la comparación

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+C
obertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.006_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
127	298,64	326,43	-139,32	0,68	0,34	0,52

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	115	50,29	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	1	4	1,36	0,3085	>0,9999	0,9477
Especie	1	115	43,20	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia	1	115	10,72	0,0014	0,0112	0,0112
Cobertura:Especie	1	115	3,77	0,0547	0,4375	0,3623
Especie:Competencia	1	115	1,20	0,2757	>0,9999	0,9243
Cobertura:Competencia	1	115	0,71	0,4023	>0,9999	0,9837
Cobertura:Especie:Competen..	1	115	0,03	0,8714	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

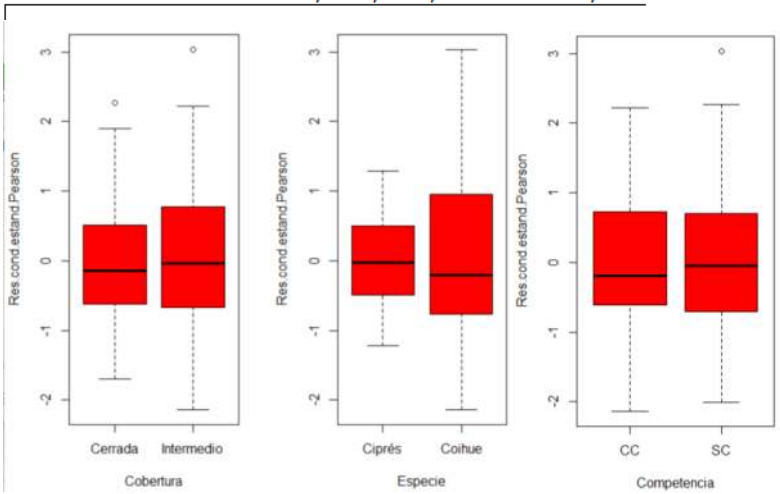
Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,48

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 Inc DAC 2do año	127	0,00	0,96	0,98	0,5569



CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR EHETEROGENIEDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.007_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+C
obertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
```

```
,data=mlm.modeloR.data07
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.007_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
127	279,18	309,75	-128,59	0,86	0,34	0,51

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	115	63,67	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	1	4	1,61	0,2735	>0,9999	0,9224
Especie	1	115	41,89	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia	1	115	10,17	0,0018	0,0147	0,0146
Cobertura:Especie	1	115	3,94	0,0496	0,3966	0,3342
Especie:Competencia	1	115	1,08	0,3001	>0,9999	0,9424
Cobertura:Competencia	1	115	0,87	0,3524	>0,9999	0,9691
Cobertura:Especie:Competen..	1	115	0,01	0,9163	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,42

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

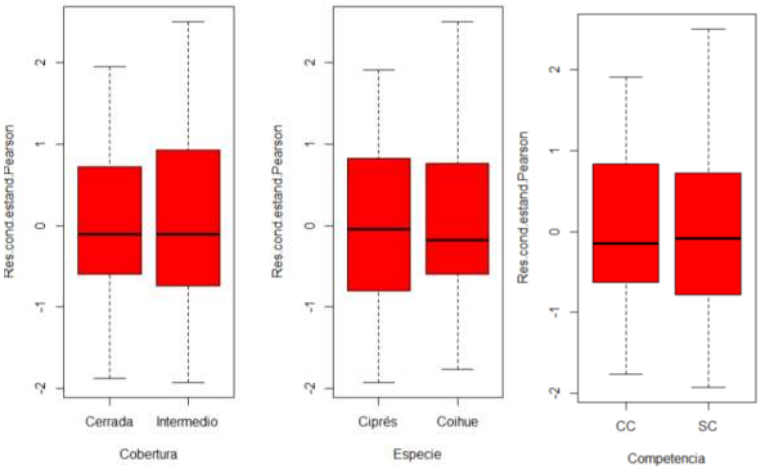
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,53

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 Inc DAC 2do año1	127	0,00	0,96	0,97	0,0906



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.006_Inc.DAC.2do..	1	10	298,64	326,43	-139,32			
mlm.modelo.007_Inc.DAC.2do..	2	11	279,18	309,75	-128,59	1 vs 2	21,46	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 007 por menor AIC

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENEIDAD POR COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+C
obertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
```

```
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data08
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_Inc.DAC.2do..	1	11	279,18	309,75	-128,59			
mlm.modelo.008_Inc.DAC.2do..	2	12	280,39	313,74	-128,19	1 vs 2	0,80	0,3721

p-valor/2 < 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 007 por SER MÁS SIMPLE

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIDAD DE VEGETACION CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.009_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+C
obertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data09
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.007_Inc.DAC.2do..	1	11	279,18	309,75	-128,59			
mlm.modelo.009_Inc.DAC.2do..	2	13	281,89	318,02	-127,95	1 vs 2	1,29	0,5240

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 007 por ser más simple

MODELO ELEGIDO: 007 EFECTO DE LA ESPECIE Y LA VEGETACIÓN CIRCUNDANTE

Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	1,86	0,20	A	
Ciprés	1,05	0,18		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Competencia	Medias	E.E.		
SC	1,65	0,19	A	
CC	1,25	0,20		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Compe
tencia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data26
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.026_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
270	964,26	1014,00	-468,13	1,38	0,37	0,37

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	252	2162,23	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	6	5,64	0,0419	0,3353	0,2900
Especie	1	252	42,03	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia	1	252	23,26	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura:Especie	2	252	5,54	0,0044	0,0353	0,0348
Especie:Competencia	1	252	0,56	0,4563	>0,9999	0,9924
Cobertura:Competencia	2	252	7,10	0,0010	0,0080	0,0080
Cobertura:Especie:Competen..	2	252	3,11	0,0461	0,3688	0,3145

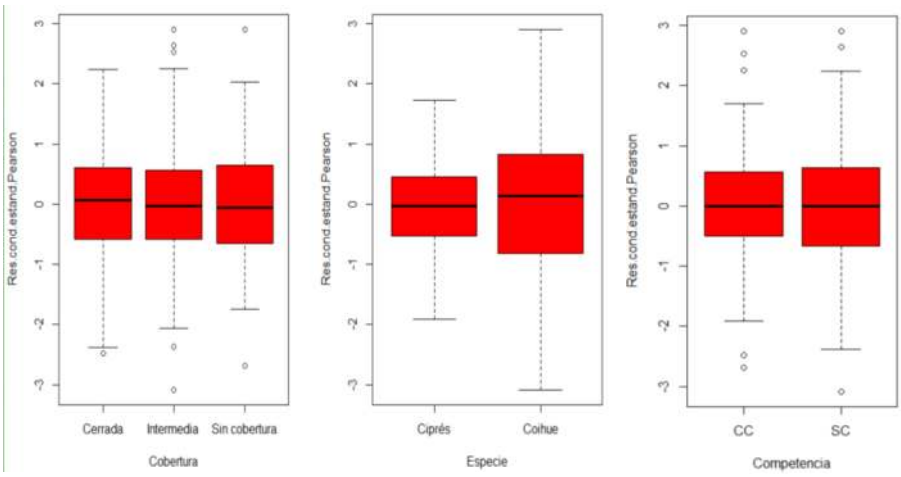
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	6,5E-05

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE_1 RAIZ_Inc.altura.2do.a..	270	0,00	0,98	0,99	0,5166



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Competencia+Cobertura+Especie+Competencia:Cobertura+Cobertura
:Especie+Competencia:Especie+Competencia:Cobertura:Especie
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
```

,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data01
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
270	930,11	983,40	-450,05	1,76	0,37	0,37

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	252	1795,21	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia	1	252	19,75	<0,0001	0,0001	0,0001
Cobertura	2	6	4,88	0,0553	0,4421	0,3654
Especie	1	252	35,62	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Competencia:Cobertura	2	252	5,74	0,0036	0,0292	0,0288
Cobertura:Especie	2	252	4,73	0,0097	0,0773	0,0747
Competencia:Especie	1	252	0,47	0,4917	>0,9999	0,9955
Competencia:Cobertura:Espe..	2	252	2,75	0,0656	0,5249	0,4189

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,04

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

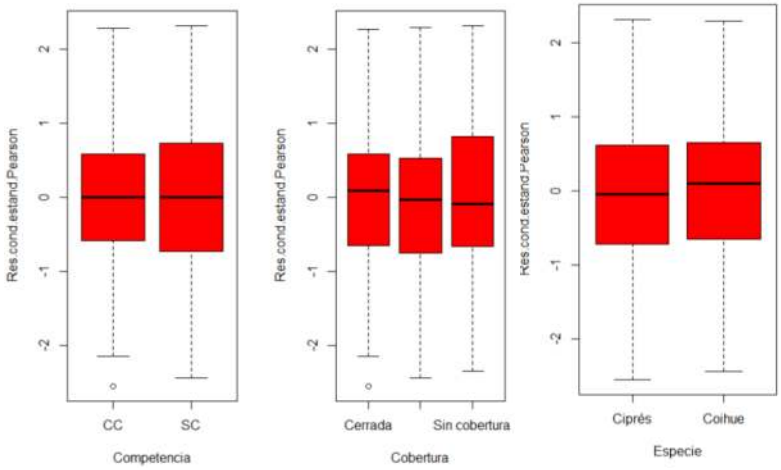
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,59

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc altura 2do a..	270	0,00	0,98	0,99	0,2126



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.000_RAIZ_Inc.al..	1	14	964,26	1014,00	-468,13			
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.al..	2	15	930,11	983,40	-450,05	1 vs 2	36,15	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 001 por menor AIC

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE VEGETACION CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))

```
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data04
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.al..	1	15	930,11	983,40	-450,05			
mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.al..	2	16	930,66	987,51	-449,331	vs 2	1,45	0,2293

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 001 por SER MÁS SIMPLE

CORRIJO HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Compe
tencia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.001_RAIZ_Inc.al..	1	15	930,11	983,40	-450,05			
mlm.modelo.006_RAIZ_Inc.al..	2	17	931,39	991,79	-448,70	1 vs 2	2,72	0,2573

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 001 por SER MÁS SIMPLE

MODELO ELEGIDO: 001 EFECTOS DE LA INTERACCIÓN COBERTURA-VEGETACION CIRCUNDANTE Y EFECTO MARGINAL DE LA INTERACCIÓN COBERTURA-ESPECIE

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Competencia	Contrast	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
Ce sr vs cr	-0,53	0,26	4,05	1	252	0,0452	0,4066
cint sr vs cr	-0,25	0,39	0,41	1	252	0,5218	>0,9999
sc sr vs cr	-1,89	0,38	25,24	1	252	<0,0001	<0,0001
sr ce vs cint	0,56	0,35	2,59	1	252	0,1091	0,9816
cr ce vs cint	0,84	0,32	7,04	1	252	0,0085	0,0762
sr ce vs sc	1,12	0,35	10,04	1	252	0,0017	0,0155
cr ce vs sc	-0,23	0,30	0,63	1	252	0,4274	>0,9999
sr sc vs cint	0,56	0,41	1,88	1	252	0,1717	>0,9999
cr sc vs cint	-1,08	0,35	9,38	1	252	0,0024	0,0219
Total			9,38	1	252	0,0024	0,0024

Pruebas de hipótesis para contrastes

Cobertura*Especie	Contraste	E.E.	F	gl(num)	gl(den)	p-valor	p-valor(Bonferroni)
CE CI VS CO	-1,95	0,26	54,78	1	252	<0,0001	<0,0001
CINT CI VS CO	-0,98	0,39	6,40	1	252	0,0120	0,1083
SC CI VS CO	-0,65	0,38	3,04	1	252	0,0826	0,7433
CI CE VS CINT	0,21	0,23	0,89	1	252	0,3465	>0,9999
CI CE VS SC	-0,20	0,19	1,11	1	252	0,2929	>0,9999
CI CINT VS SC	-0,42	0,23	3,24	1	252	0,0731	0,6575
CO CE VS CINT	1,18	0,41	8,29	1	252	0,0043	0,0390
CO CE VS SC	1,09	0,42	6,75	1	252	0,0099	0,0895
CO CINT VS SC	-0,09	0,49	0,04	1	252	0,8479	>0,9999
Total			0,04	1	252	0,8479	0,8479

RAIZ_Inc.altura.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Especie	Medias	E.E.		
Cerrada	Coihue	5,64	0,23	A	
Sin cobertura	Coihue	4,55	0,35	A	B
Intermedia	Coihue	4,45	0,34	A	B
Sin cobertura	Ciprés	3,89	0,14		B
Cerrada	Ciprés	3,69	0,13		B
Intermedia	Ciprés	3,47	0,19		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.altura.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Cobertura*Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Cobertura	Competencia	Medias	E.E.				
Sin cobertura	SC	5,16	0,23	A			
Cerrada	SC	4,93	0,18	A	B		
Cerrada	CC	4,40	0,20	A	B	C	
Intermedia	SC	4,09	0,26		B	C	D
Intermedia	CC	3,84	0,29			C	D
Sin cobertura	CC	3,27	0,30				D

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación de los datos con logaritmo por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.013_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(LN_Inc.Altura.2do.ano~1+Especie+Cobertura+Competencia+Especie:Cobertura+Cobertura:Compe
tencia+Especie:Competencia+Especie:Cobertura:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data13
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.013_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: LN_Inc.Altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
230	510,43	557,81	-241,21	0,68	0,20	0,22

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	212	564,23	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	212	10,09	0,0017	0,0137	0,0136
Cobertura	2	6	0,97	0,4317	>0,9999	0,9891
Competencia	1	212	4,33	0,0388	0,3100	0,2711
Especie:Cobertura	2	212	4,68	0,0103	0,0823	0,0794
Cobertura:Competencia	2	212	0,07	0,9287	>0,9999	>0,9999
Especie:Competencia	1	212	0,60	0,4406	>0,9999	0,9904
Especie:Cobertura:Competen..	2	212	0,22	0,8002	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

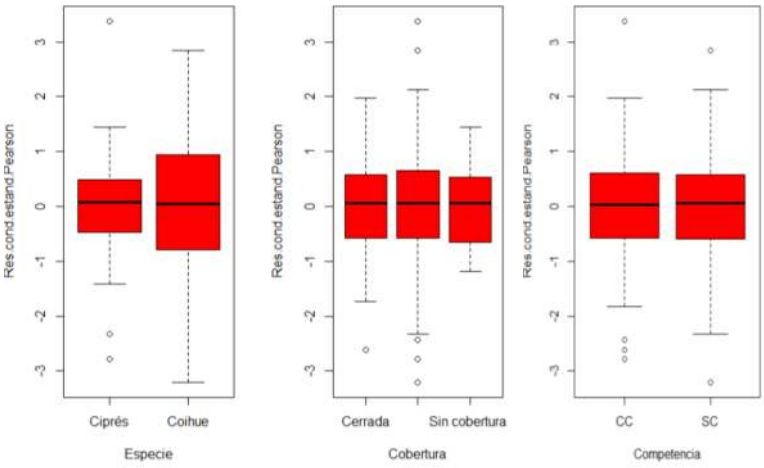
Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,10

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 LN Inc Altura 2do año..	230	0,00	0,97	0,99	0,6871



CORRIJO HETEROGENIADAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.015_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(LN_Inc.Altura.2do.ano~1+Especie+Cobertura+Competencia+Especie:Cobertura+Cobertura:Compe
tencia+Especie:Competencia+Especie:Cobertura:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
```

,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data15
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.015_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: LN_Inc.Altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
230	487,96	538,73	-228,98	0,86	0,20	0,20

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	212	456,99	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	212	7,19	0,0079	0,0632	0,0615
Cobertura	2	6	1,36	0,3256	>0,9999	0,9572
Competencia	1	212	2,98	0,0859	0,6872	0,5126
Especie:Cobertura	2	212	3,19	0,0432	0,3457	0,2977
Cobertura:Competencia	2	212	0,05	0,9478	>0,9999	>0,9999
Especie:Competencia	1	212	0,41	0,5215	>0,9999	0,9973
Especie:Cobertura:Competen..	2	212	0,14	0,8694	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,03

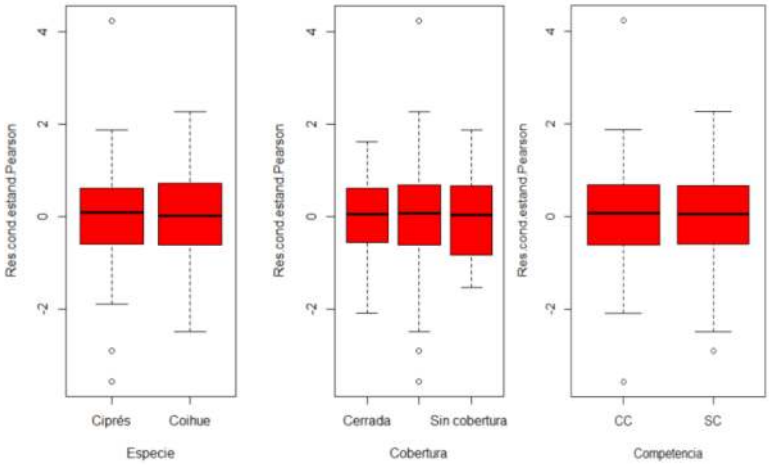
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,62

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 LN Inc Altura 2do año..	230	0,00	0,97	0,99	0,5652



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.013_LN_Inc.Altu..	1	14	510,43	557,81	-241,21			
mlm.modelo.015_LN_Inc.Altu..	2	15	487,96	538,73	-228,98	1 vs 2	24,47	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 015 por menor AIC

CORRONORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIEDAD DE VARIANZA DE COBERTURA

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.016_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(LN_Inc.Altura.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Competencia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit

,data=mlm.modeloR.data16
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.016_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: LN_Inc.Altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
230	482,56	540,10	-224,28	0,78	0,20	0,21

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	212	499,24	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	6	1,02	0,4147	>0,9999	0,9862
Especie	1	212	8,30	0,0044	0,0350	0,0345
Competencia	1	212	3,48	0,0634	0,5070	0,4077
Cobertura:Especie	2	212	3,72	0,0258	0,2061	0,1884
Especie:Competencia	1	212	0,49	0,4833	>0,9999	0,9949
Cobertura:Competencia	2	212	0,06	0,9457	>0,9999	>0,9999
Cobertura:Especie:Competen..	2	212	0,19	0,8309	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,08

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

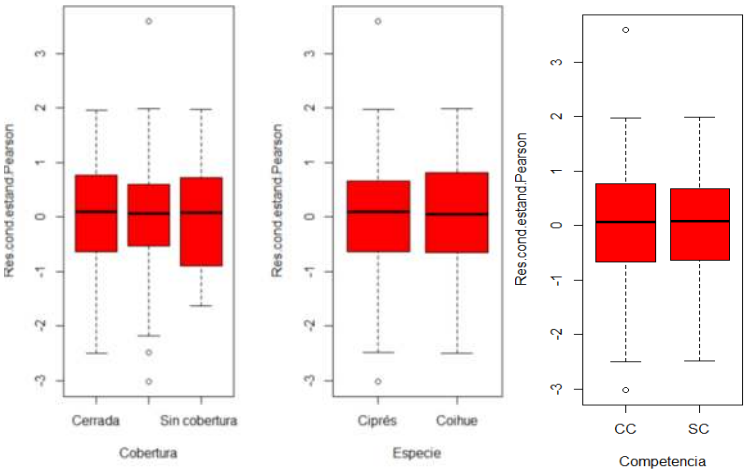
Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,63

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Cobertura
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Sin cobertura	1,00
Intermedio	1,26
Cerrada	0,92

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 LN_Inc Altura 2do año..	230	0,00	0,97	0,99	0,7172



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.015_LN_Inc.Altu..	1	15	487,96	538,73	-228,98			
mlm.modelo.016_LN_Inc.Altu..	2	17	482,56	540,10	-224,28	1 vs 2	9,40	0,0091

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 016 por menor AIC

CORRONORO SI HAY QUE CORRIGIR HETEROGENIDAD DE VARINZA DE VEGETACION CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.017_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(LN_Inc.Altura.2do.ano~1+Cobertura+Especie+Competencia+Cobertura:Especie+Especie:Compete
ncia+Cobertura:Competencia+Cobertura:Especie:Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Cobertura)
,varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data17
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.017_LN_Inc.Altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: LN_Inc.Altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2 0	R2 1
230	480,71	541,63	-222,35	0,78	0,20	0,21

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	212	393,26	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Cobertura	2	6	1,06	0,4043	>0,9999	0,9841
Especie	1	212	6,28	0,0130	0,1036	0,0990
Competencia	1	212	2,62	0,1071	0,8565	0,5958
Cobertura:Especie	2	212	2,75	0,0660	0,5280	0,4209
Especie:Competencia	1	212	0,36	0,5471	>0,9999	0,9982
Cobertura:Competencia	2	212	0,04	0,9578	>0,9999	>0,9999
Cobertura:Especie:Competen..	2	212	0,13	0,8762	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,06

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,60

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Cobertura

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Sin cobertura	1,00
Intermedio	1,18
Cerrada	0,86

Modelo de varianzas: varIdent

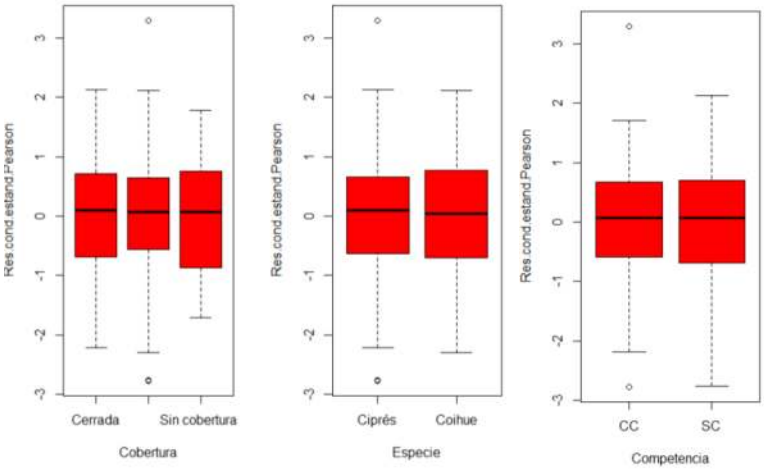
Formula: ~ 1 | Competencia

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
SC	1,00
CC	1,22

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 LN_Inc Altura 2do año..	230	0,00	0,97	0,99	0,5125



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.016_LN_Inc.Altu..	1	17	482,56	540,10	-224,28			
mlm.modelo.017_LN_Inc.Altu..	2	18	480,71	541,63	-222,35	1 vs 2	3,85	0,0497

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 017 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 017: SIN EFECTOS DE LOS FACTORES ESTUDIADOS

Modelos lineales generalizados mixtos
COBERTURA = Sin cobertura
Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.000_S.13.3.18_ML<-glmer(cbind(S.13.3.18
,as.numeric(as.character(24))-
S.13.3.18)~1+Competencia+Proteccion+Especie+Competencia:Proteccion+Proteccion:Especie+Compe
tencia:Especie+Competencia:Proteccion:Especie+(1|PPAL)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.dataSin.cobertura)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.000_S.13.3.18_ML

Variable dependiente: S.13.3.18

General

Familia	Enlace	nAGQ
binomial	logit	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
288	357,56	390,52	-169,78	184,90

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Competencia	1	280	0,01	0,9207
Proteccion	1	280	2,19	0,1400
Especie	1	280	10,89	0,0011
Competencia:Proteccion	1	280	0,45	0,5031
Proteccion:Especie	1	280	1,25	0,2641
Competencia:Especie	1	280	0,21	0,6453
Competencia:Proteccion:Esp..	1	280	0,10	0,7573

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
PPAL	(Intercept)	0,00	4,9E-09

Deviance 184.9 / df 280 = 0,66 el modelo ajusta a los datos

S.13.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Coihue	-4,17	0,14	0,02	2,1E-03	A	
Ciprés	-5,01	0,21	0,01	1,4E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelos lineales generalizados mixtos
COBERTURA = Sin cobertura
Especificación del modelo en R

```
mlgm.modelo.002_S.13.3.18_ML<-glmer(cbind(S.13.3.18
,as.numeric(as.character(24))-
S.13.3.18)~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competencia:Proteccion+Espe
cie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion+(1|PPAL)
,family=myFamily
,na.action=na.omit
,REML=F
,AGQ=1
,data=R.dataSin.cobertura)
```

Resultados para el modelo: mlgm.modelo.002_S.13.3.18_ML
Variable dependiente: S.13.3.18
General

Familia	Enlace	nAGQ
binomial	logit	1

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Deviance
288	455,10	488,07	-218,55	122,82

AIC y BIC menores implica mejor
Pruebas de hipótesis marginales (Wald) para los efectos fijos

Source	numDF	denDF	F-value	p-value
Especie	1	280	16,38	0,0001
Competencia	1	280	16,92	0,0001
Proteccion	1	280	10,87	0,0011
Especie:Competencia	1	280	5,45	0,0203
Competencia:Proteccion	1	280	3,33	0,0691
Especie:Proteccion	1	280	2,68	0,1030
Especie:Competencia:Protec..	1	280	0,50	0,4807

Parámetros de los efectos aleatorios

RndEff	Param	Var	SD
PPAL	(Intercept)	0,01	0,12

Deviance 122.82/ df 280 = 0,44 el modelo ajusta a los datos
Pruebas de hipótesis para contrastes

Especie*Competencia	PredLin	E.E.	Chi-Cuadrado	gl	p-valor	p-valor(Bonferroni)
ci sr vs cr	1,91	0,55	11,90	1	0,0006	0,0022
co sr vs cr	0,53	0,21	6,22	1	0,0126	0,0504
sr ci vs co	-0,51	0,21	5,91	1	0,0150	0,0602
cr ci vs co	-1,89	0,55	11,62	1	0,0007	0,0026
Total			11,62	1	0,0007	0,0007

S.13.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Proteccion
Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Proteccion	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
SP	-3,63	0,14	0,03	3,4E-03	A	
CP	-4,60	0,28	0,01	2,8E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)
S.13.3.18 - Medias ajustadas y errores estándares para Especie*Competencia
Inversa de la función de enlace con efecto aleatorio=0
LSD Fisher (Alfa=0,05)
Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Competencia	PredLin	E.E.	Media	E.E.		
Coihue	CC	-3,25	0,15	0,04	0,01	A	
Ciprés	CC	-3,76	0,18	0,02	4,0E-03	A	
Coihue	SC	-3,78	0,18	0,02	4,0E-03	A	
Ciprés	SC	-5,66	0,53	3,5E-03	1,8E-03		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competencia:P
roteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
155	230,04	259,95	-105,02	0,46	0,52	0,52

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	145	2101,39	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	145	10,31	0,0016	0,0130	0,0130
Competencia	1	145	128,04	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	145	16,90	0,0001	0,0005	0,0005
Especie:Competencia	1	145	2,81	0,0958	0,7668	0,5534
Competencia:Proteccion	1	145	3,31	0,0710	0,5683	0,4454
Especie:Proteccion	1	145	0,45	0,5037	>0,9999	0,9963
Especie:Competencia:Protec..	1	145	0,46	0,4992	>0,9999	0,9960

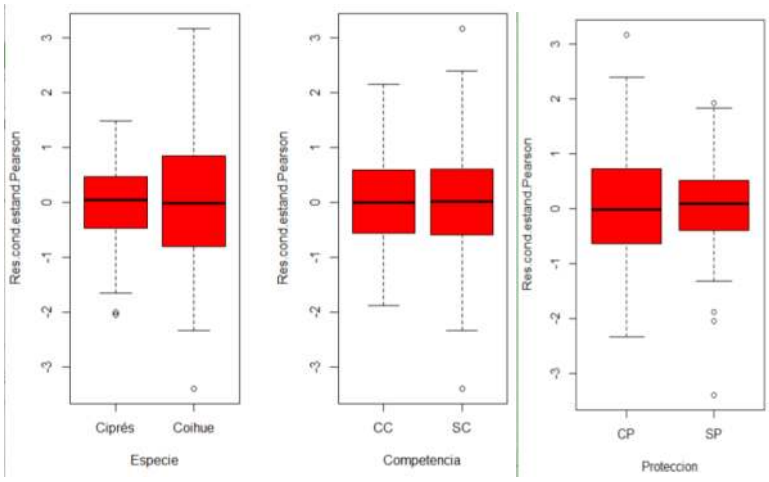
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,01

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc DAC 2do año	155	0,00	0,98	0,99	0,9941



CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competencia:P
roteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
```

,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data03
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
155	212,99	245,89	-95,50	0,56	0,52	0,53

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	145	1137,49	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	145	9,25	0,0028	0,0224	0,0222
Competencia	1	145	118,91	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	145	16,13	0,0001	0,0008	0,0008
Especie:Competencia	1	145	2,84	0,0939	0,7509	0,5455
Competencia:Proteccion	1	145	2,86	0,0931	0,7444	0,5422
Especie:Proteccion	1	145	0,41	0,5217	>0,9999	0,9973
Especie:Competencia:Protec..	1	145	0,46	0,4971	>0,9999	0,9959

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,06

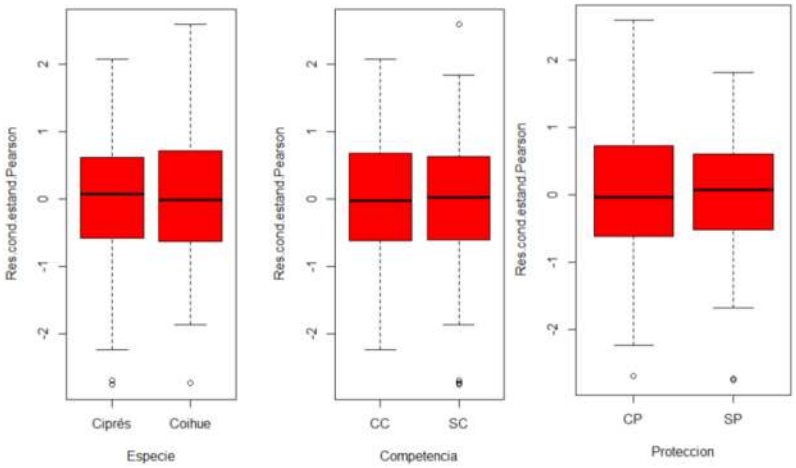
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,59

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc DAC 2do añol..	155	0,00	0,97	0,98	0,5708



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.DA..	1	10	230,04	259,95	-105,02			
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DA..	2	11	212,99	245,89	-95,50	1 vs 2	19,05	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 003 por menor AIC

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARINAZA DE VEGETACIÓN CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competencia:P
roteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150

,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data04
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
155	210,47	246,35	-93,23	0,47	0,52	0,52

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	145	1845,25	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	145	9,92	0,0020	0,0158	0,0157
Competencia	1	145	123,72	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	145	16,45	0,0001	0,0007	0,0006
Especie:Competencia	1	145	2,72	0,1010	0,8081	0,5734
Competencia:Proteccion	1	145	3,16	0,0776	0,6211	0,4762
Especie:Proteccion	1	145	0,43	0,5114	>0,9999	0,9968
Especie:Competencia:Protec..	1	145	0,45	0,5028	>0,9999	0,9963

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,02

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

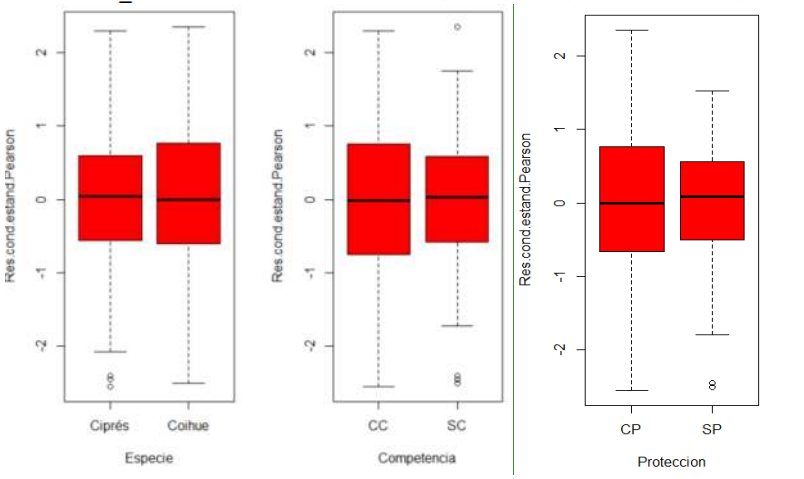
Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,62

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Competencia
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
CC	1,00
SC	1,30

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc DAC 2do año2..	155	0,00	0,98	0,98	0,4655



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.003_RAIZ_Inc.DA..	1	11	212,99	245,89	-95,50			
mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.DA..	2	12	210,47	246,35	-93,23	1 vs 2	4,52	0,0334

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 004 por menor AIC

CORRIJO HETEROGENIEDAD DE VATRIANZA DE PROTECCIÓN

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.005_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.DAC.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competencia:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))

```
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Competencia)
,varIdent(form=~1|Proteccion))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data05
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.005_RAIZ_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
155	209,36	248,24	-91,68	0,51	0,52	0,52

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	145	1258,01	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	145	10,25	0,0017	0,0134	0,0133
Competencia	1	145	130,57	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	145	17,77	<0,0001	0,0003	0,0003
Especie:Competencia	1	145	3,00	0,0852	0,6817	0,5096
Competencia:Proteccion	1	145	3,17	0,0772	0,6175	0,4741
Especie:Proteccion	1	145	0,45	0,5016	>0,9999	0,9962
Especie:Competencia:Protec..	1	145	0,51	0,4773	>0,9999	0,9944

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,06

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Coihue	1,00
Ciprés	0,61

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Competencia

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
CC	1,00
SC	1,34

Modelo de varianzas: varIdent

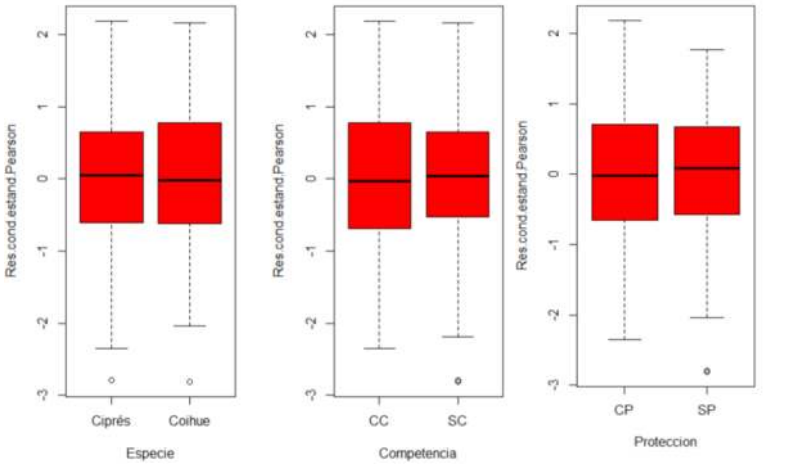
Formula: ~ 1 | Proteccion

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
CP	1,00
SP	0,80

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc DAC 2do año3..	155	0,00	0,97	0,98	0,3960



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.DA..	1	12	210,47	246,35	-93,23			
mlm.modelo.005_RAIZ_Inc.DA..	2	13	209,36	248,24	-91,68	1 vs 2	3,10	0,0781

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 005 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 008: EFECTO DE LA ESPECIE, LA VEGETACIÓN CIRCUNDANTE Y LA PROTECCIÓN

RAIZ_Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	1,88	0,07	A	
Ciprés	1,64	0,05		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Competencia	Medias	E.E.		
SC	2,18	0,07	A	
CC	1,33	0,06		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Proteccion

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Proteccion	Medias	E.E.		
SP	1,91	0,06	A	
CP	1,60	0,06		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

No se incluyen plantas sin protección por falta de datos

Modelos lineales generales y mixtos
PROTECCIÓN = CP
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.008_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Especie:Competencia+Especie+Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.dataCP
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.008_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
39	133,76	143,10	-60,88	1,19	0,22	0,31

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	33	30,16	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	33	0,30	0,5896	>0,9999	0,9716
Competencia	1	33	8,85	0,0055	0,0218	0,0217
Especie:Competencia	1	33	1,13	0,2957	>0,9999	0,7540

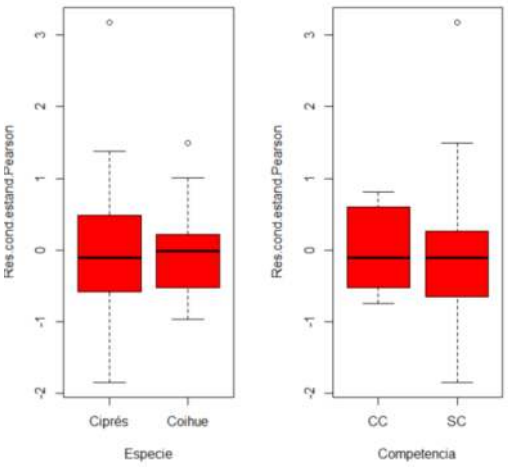
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,43

Shapiro-Wilks (modificado)

Protección	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
CP	RE 1 Inc DAC 2do año	39	0,00	0,94	0,96	0,5509



CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE VEGETACION CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos
PROTECCIÓN = CP
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.014_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Especie:Competencia+Especie+Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.dataCP
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.014_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
39	131,27	142,15	-58,63	0,62	0,22	0,22

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	33	129,42	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	33	0,37	0,5481	>0,9999	0,9583
Competencia	1	33	14,34	0,0006	0,0025	0,0025
Especie:Competencia	1	33	1,43	0,2395	0,9580	0,6655

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	4,3E-05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

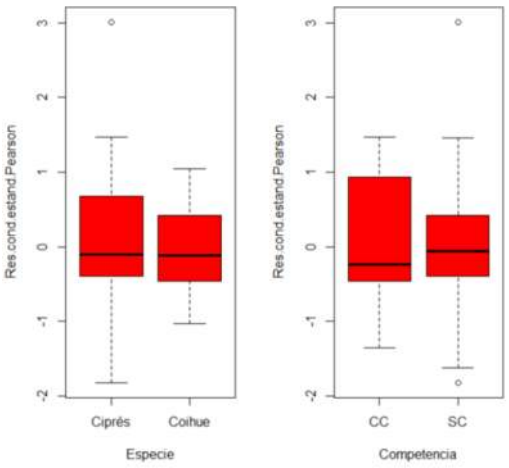
formula: ~ 1 | Competencia

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
CC	1,00
SC	2,22

Shapiro-Wilks (modificado)

Protección	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
CP	RE 1 Inc DAC 2do año4	39	0,00	0,96	0,97	0,6600



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.008_Inc.DAC.2do..	1	6	133,76	143,10	-60,88			
mlm.modelo.014_Inc.DAC.2do..	2	7	131,27	142,15	-58,63	1 vs 2	4,50	0,0339

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 014 por menor AIC

CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

PROTECCIÓN = CP

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.012_Inc.DAC.2do.ano_REML<-
lme(Inc.DAC.2do.ano~1+Especie:Competencia+Especie+Competencia
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Competencia)
,varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.dataCP
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.018_Inc.DAC.2do.ano_REML

Variable dependiente: Inc.DAC.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
39	129,75	142,19	-56,87	0,70	0,22	0,22

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	33	170,27	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	33	0,48	0,4912	>0,9999	0,9330
Competencia	1	33	18,86	0,0001	0,0005	0,0005
Especie:Competencia	1	33	1,89	0,1787	0,7148	0,5450

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	2,0E-05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Competencia

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
CC	1,00
SC	2,24

Modelo de varianzas: varIdent

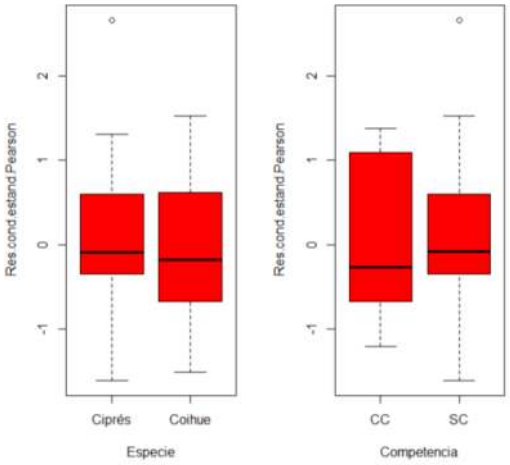
Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	0,60

Shapiro-Wilks (modificado)

Protección	Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
CP	RE 1 Inc DAC 2do año5	39	0,00	0,96	0,96	0,4073



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.012_Inc.DAC.2do..	1	8	129,75	142,19	-56,87			
mlm.modelo.014_Inc.DAC.2do..	2	7	131,27	142,15	-58,63	1 vs 2	3,52	0,0607

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 012 por menor AIC

MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA VEGETACION CIRCUNDNATE

Inc.DAC.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Competencia	Medias	E.E.		
SC	2,54	0,23	A	
CC	1,27	0,18		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Inc.altura.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Competencia	Medias	E.E.		
SC	27,03	2,67	A	
CC	10,52	1,78		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada de los datos por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.009_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data09
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.009_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
184	694,35	726,05	-337,17	1,53	0,35	0,35

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	174	1380,44	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	174	17,02	0,0001	0,0005	0,0005
Competencia	1	174	51,22	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	174	4,65	0,0324	0,2594	0,2318
Especie:Competencia	1	174	1,31	0,2538	>0,9999	0,9038
Competencia:Proteccion	1	174	0,46	0,5007	>0,9999	0,9961
Especie:Proteccion	1	174	1,99	0,1606	>0,9999	0,7535
Especie:Competencia:Protec..	1	174	0,01	0,9047	>0,9999	>0,9999

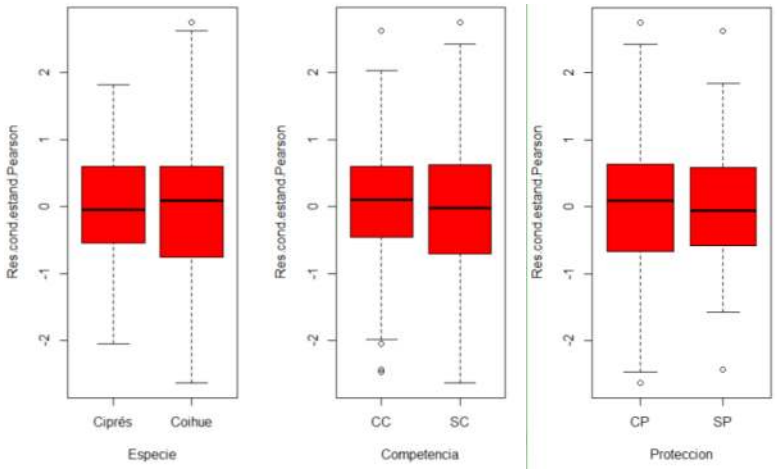
Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	1,1E-04

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc altura 2do a..	184	0,00	0,98	0,99	0,5397



CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos
Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.010_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
```

,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data10
,keep.data=FALSE)

Resultados para el modelo: mlm.modelo.010_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
184	675,58	710,46	-326,79	1,21	0,35	0,35

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	174	1062,17	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	174	13,10	0,0004	0,0031	0,0031
Competencia	1	174	39,41	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	174	3,58	0,0602	0,4817	0,3915
Especie:Competencia	1	174	1,01	0,3166	>0,9999	0,9524
Competencia:Proteccion	1	174	0,35	0,5547	>0,9999	0,9985
Especie:Proteccion	1	174	1,53	0,2181	>0,9999	0,8603
Especie:Competencia:Protec..	1	174	0,01	0,9164	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent
Formula: ~1|PPAL
Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	4,5E-05

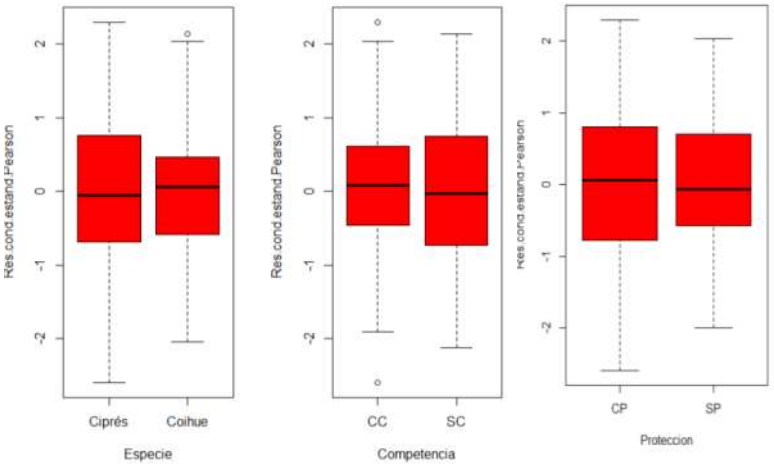
Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent
Formula: ~ 1 | Especie
Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	1,64

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ_Inc altura 2do a..	184	0,00	0,98	0,98	0,3126



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.009_RAIZ_Inc.al..	1	10	694,35	726,05	-337,17			
mlm.modelo.010_RAIZ_Inc.al..	2	11	675,58	710,46	-326,79	1 vs 2	20,76	<0,0001

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 010 por menor AIC

NO HACE FALTA CORRIGIR HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE VEGETACION CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

mlm.modelo.011_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"

```
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data11
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.010_RAIZ_Inc.al..	1	11	675,58	710,46	-326,79			
mlm.modelo.011_RAIZ_Inc.al..	2	12	677,48	715,53	-326,74	1 vs 2	0,10	0,7499

p-valor/2 > 0,05 NO difieren los modelos, elijo modelo 010 por SER MÁS SIMPLE

CORRIJO HETEROGENEIDAD DE VARIANZA DE PROTECCIÓN

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.012_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie)
,varIdent(form=~1|Proteccion))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data12
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.012_RAIZ_Inc.altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
184	674,68	712,72	-325,34	1,30	0,35	0,35

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor_Bf	p-valor_Sk
(Intercept)	1	174	1118,59	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	174	13,79	0,0003	0,0022	0,0022
Competencia	1	174	41,50	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Proteccion	1	174	3,77	0,0539	0,4308	0,3578
Especie:Competencia	1	174	1,06	0,3041	>0,9999	0,9450
Competencia:Proteccion	1	174	0,37	0,5444	>0,9999	0,9981
Especie:Proteccion	1	174	1,61	0,2063	>0,9999	0,8426
Especie:Competencia:Protec..	1	174	0,01	0,9142	>0,9999	>0,9999

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	5,2E-05

Estructura de varianzas

Modelo de varianzas: varIdent

Formula: ~ 1 | Especie

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
Ciprés	1,00
Coihue	1,64

Modelo de varianzas: varIdent

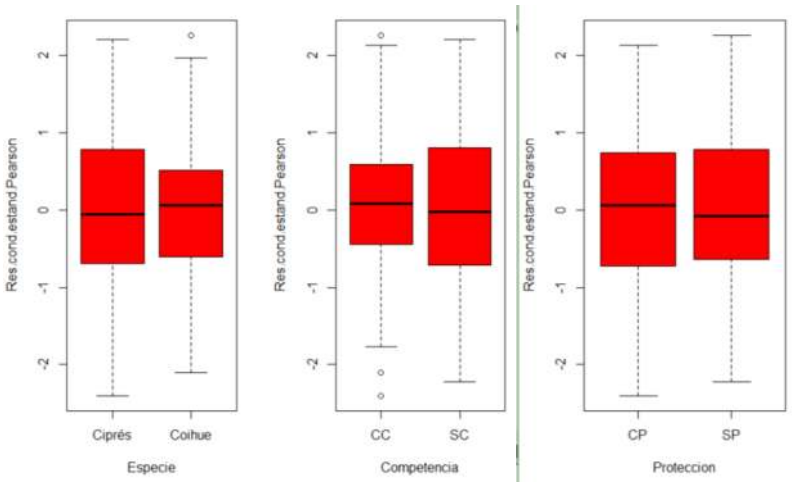
Formula: ~ 1 | Proteccion

Parámetros de la función de varianza

Parámetro	Estim
CP	1,00
SP	0,83

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc altura 2do a..	184	0,00	0,98	0,98	0,1924



Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.010_RAIZ_Inc.al..	1	11	675,58	710,46	-326,79			
mlm.modelo.012_RAIZ_Inc.al..	2	12	674,68	712,72	-325,34	1 vs 2	2,91	0,0882

p-valor/2 < 0,05 difieren los modelos, elijo modelo 012 por MENOR AIC

MODELO ELEGIDO 001: EFECTO DE LA ESPECIE Y LA VEGETACION CIRCUNDANTE

RAIZ_Inc.altura.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Especie	Medias	E.E.		
Coihue	4,98	0,24	A	
Ciprés	3,98	0,11		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

RAIZ_Inc.altura.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Competencia

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

Competencia	Medias	E.E.		
SC	5,34	0,17	A	
CC	3,62	0,20		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Transformación con raíz cuadrada por falta de normalidad

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data02
,keep.data=FALSE)
```

Resultados para el modelo: mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Altura.2do.ano_REML

Variable dependiente: RAIZ_Inc.Altura.2do.ano

Medidas de ajuste del modelo

N	AIC	BIC	logLik	Sigma	R2_0	R2_1
113	331,60	358,13	-155,80	0,97	0,35	0,39

AIC y BIC menores implica mejor

Pruebas de hipótesis marginales (SC tipo III)

	numDF	denDF	F-value	p-value	p-valor Bf	p-valor Sk
(Intercept)	1	103	183,35	<0,0001	<0,0001	<0,0001
Especie	1	103	13,27	0,0004	0,0034	0,0034
Competencia	1	103	2,89	0,0920	0,7363	0,5381
Proteccion	1	103	0,92	0,3392	>0,9999	0,9636
Especie:Competencia	1	103	2,69	0,1041	0,8330	0,5851
Competencia:Proteccion	1	103	2,0E-03	0,9648	>0,9999	>0,9999
Especie:Proteccion	1	103	3,38	0,0691	0,5524	0,4359
Especie:Competencia:Protec..	1	103	0,31	0,5781	>0,9999	0,9990

Parámetros de los efectos aleatorios

Modelo de covarianzas de los efectos aleatorios: pdIdent

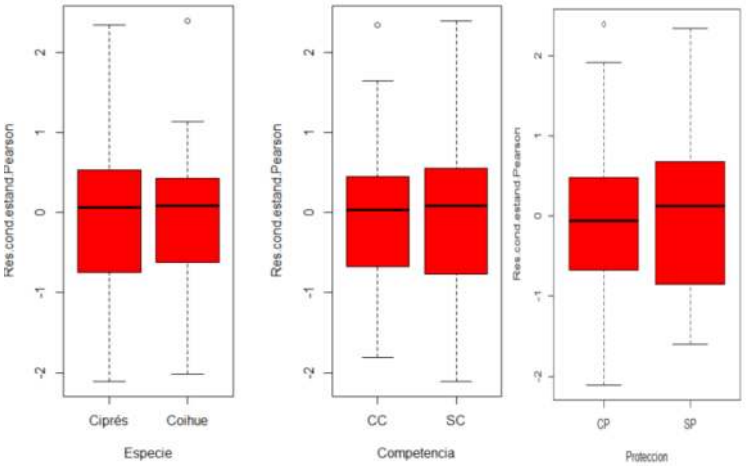
Formula: ~1|PPAL

Desvíos estándares y correlaciones

	(const)
(const)	0,25

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p(Unilateral D)
RE 1 RAIZ Inc Altura 2do a..	113	0,00	0,96	0,98	0,3957



CORROBORO SI HAY QUE CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE ESPECIE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Especie))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
```

```
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data04
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Al..	1	10	331,60	358,13	-155,80			
mlm.modelo.004_RAIZ_Inc.Al..	2	11	333,60	362,79	-155,80	1 vs 2	2,0E-06	0,9989

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 002 por ser más simple

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE PROTECCIÓN

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.005_RAIZ_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Competencia))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data05
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Al..	1	10	331,60	358,13	-155,80			
mlm.modelo.005_RAIZ_Inc.Al..	2	11	333,54	362,73	-155,77	1 vs 2	0,05	0,8151

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 002 por ser más simple

NO HACE FALTA CORREGIR HETEROGENIDAD DE VARIANZA DE VEGETACIÓN CIRCUNDANTE

Modelos lineales generales y mixtos

Especificación del modelo en R

```
mlm.modelo.006_RAIZ_Inc.Altura.2do.ano_REML<-
lme(RAIZ_Inc.Altura.2do.ano~1+Especie+Competencia+Proteccion+Especie:Competencia+Competenci
a:Proteccion+Especie:Proteccion+Especie:Competencia:Proteccion
,random=list(PPAL=pdIdent(~1))
,weights=varComb(varIdent(form=~1|Proteccion))
,method="REML"
,control=lmeControl(niterEM=150
,msMaxIter=200)
,na.action=na.omit
,data=mlm.modeloR.data06
,keep.data=FALSE)
```

Comparación de modelos

	Model	df	AIC	BIC	logLik	Test	L.Ratio	p-value
mlm.modelo.002_RAIZ_Inc.Al..	1	10	331,60	358,13	-155,80			
mlm.modelo.006_RAIZ_Inc.Al..	2	11	333,33	362,53	-155,67	1 vs 2	0,26	0,6089

p-valor/2 > 0,05 no difieren los modelos, elijo modelo 002 por ser más simple

MODELO ELEGIDO 002: EFECTO DE LA ESPECIE

RAIZ_Inc.Altura.2do.ano - Medias ajustadas y errores estándares para Especie

LSD Fisher (Alfa=0,05)

Procedimiento de corrección de p-valores: Bonferroni

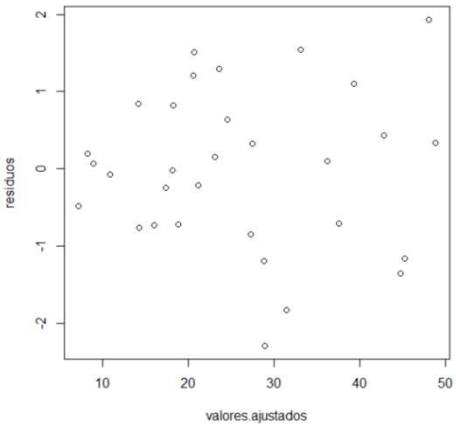
Especie	Medias	E.E.		
Ciprés	3,68	0,19	A	
Coihue	2,42	0,35		B

Medias con una letra común no son significativamente diferentes (p > 0,05)

Modelo AB-IAF

Ciprés

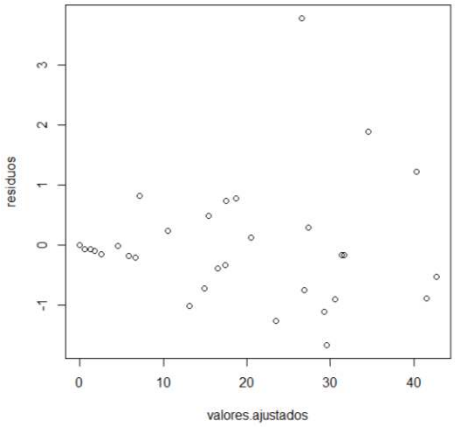
```
>  modelci<-lm(ABci~-1+I(IAFci),data=CIPRES)
> summary(modelci)
Call: lm(formula = ABci ~ -1 + I(IAFci), data = CIPRES)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-6.8414 -2.1794  0.2236  2.2069  5.6034
Coefficients:
         Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
I(IAFci)  10.0474     0.1917   52.41   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 3.042 (10 %) on 30 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9892, Adjusted R-squared:  0.9888
F-statistic:  2747 on 1 and 30 DF,  p-value: < 2.2e-16
> AIC(modelci)
[1] 159.9359
> CIPRES$fitted.modelci<- fitted(modelci)
> CIPRES$residuals.modelci<- residuals(modelci)
> CIPRES$rstudent.modelci <- rstudent(modelci)
#normalidad
ks.test(CIPRES$rstudent.modelci, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  CIPRES$rstudent.modelci
D = 0.08189, p-value = 0.9745
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelación
> dwtest(modelci, alternative = "two.sided", data = CIPRES)
        Durbin-Watson test
data:  modelci
DW = 1.596, p-value = 0.2643
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
#residuos
> residuos <- rstandard(modelci)
> valores.ajustados <- fitted(modelci)
> plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
> AB.sim<-10.0474    *(IAFci)
> modelci<-data.frame(AB.sim)
> ValEF(modelci, y=(CIPRES$`AB/ha (m2)`))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.9412765
#Porcentaje del error absoluto medio
> ValMAE(modelci, y=(CIPRES$`AB/ha (m2)`))
$pmae
               Modelo 1
Observacion 1 9.286564
 # K-fold cross-validation prediction error
> modelci<-glm(ABci~-1+I(IAFci), data=CIPRES)
> cv_error <- cv.glm(CIPRES, modelci)
> cv_error$delta
[1] 295.6499 295.6499
```



Coihue

```
> modelco<-lm(ABco~-1+I(IAFco),data=coihue)
> summary(modelco)
Call: lm(formula = ABco ~ -1 + I(IAFco), data = coihue)
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-11.888  -4.446  -1.098   1.918  27.119
Coefficients:
         Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
I(IAFco)    8.209      0.472   17.39   <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 7.341 (3,7%) on 30 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9098, Adjusted R-squared:  0.9067
F-statistic: 302.4 on 1 and 30 DF,  p-value: < 2.2e-16
> AIC(modelco)
[1] 214.5546
> coihue$fitted.modelco<- fitted(modelco)
> coihue$residuals.modelco<- residuals(modelco)
> coihue$rstudent.modelco <- rstudent(modelco)
#normalidad
> ks.test(coihue$rstudent.modelco, "pnorm")
        One-sample Kolmogorov-Smirnov test
```

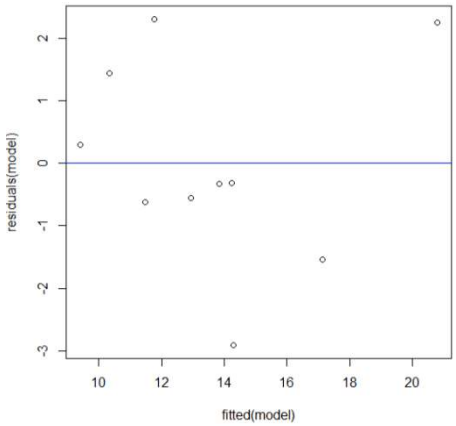
```
data:  coihue$rstudent.modelco
D = 0.17742, p-value = 0.2519
alternative hypothesis: two-sided
#autocorrelación
>  dwtest(modelco, alternative = "two.sided", data = coihue)
        Durbin-Watson test
data:  modelco
DW = 2.2984, p-value = 0.3732
alternative hypothesis: true autocorrelation is not 0
 #residuos
>  residuos <- rstandard(modelco)
> valores.ajustados <- fitted(modelco)
>  plot(valores.ajustados, residuos)
#eficiencia
>  AB.sim<-8.209    *(IAFco)
>  modelco<-data.frame(AB.sim)
>  ValEF(modelco, y=(coihue$`AB/ha (m2)`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.7610473
#Porcentaje del error absoluto medio
>  ValMAE(modelco, y=(coihue$`AB/ha (m2)`))
$pmae
             Modelo 1
Observacion 1 25.6587
```



Modelo de incremento en volumen del rodal a partir del IAF de las especies

Incremento en volumen del rodal

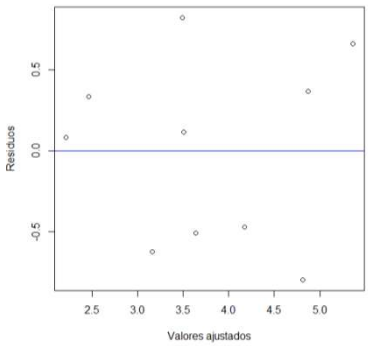
```
> crecrodal<-SIMULACIONES$`Crec.Vol/ha/año (m3)`
> IAFci<-SIMULACIONES$`IAF ci`
> IAFco<-SIMULACIONES$`IAFco`
> model<-nlsLM(crecrodal~ C*I(IAFco) + e*(IAFci*IAFco)+f, data=SIMULACIONES, start=list(
C=1, e=1, f=0))
> summary(model)
Formula: crecrodal ~ C * I(IAFco) + e * (IAFci * IAFco) + f
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
C   3.0187     0.5679   5.316  0.00110 **
e  -0.7332     0.2315  -3.168  0.01576 *
f  10.7853     2.1777   4.953  0.00165 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.863 (7,3%) on 7 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 2
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(model,k=3)
[1] 49.25975
>   n <- length(IAFci)
>  SS_total <- (n-1)*var(crecrodal)
>   SS_residual <- deviance(model)
>   R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>   R_cuadrado
[1] 0.8071249
#normalidad
>  qqnorm(residuals(model))
> qqline(residuals(model))
>   shapiro.test(residuals(model))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(model)
W = 0.94321, p-value = 0.5893
>   plot(fitted(model),residuals(model),
    xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
#eficiencia
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> crecrodal.sim<-10.7853+ 3.0187* (IAFco) + -0.7332* (IAFci * IAFco)
>   prodan1<-data.frame(crecrodal.sim)
>   ValEF(prodan1, y=(SIMULACIONES$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8071249
```



Incremento el volumen de cipres

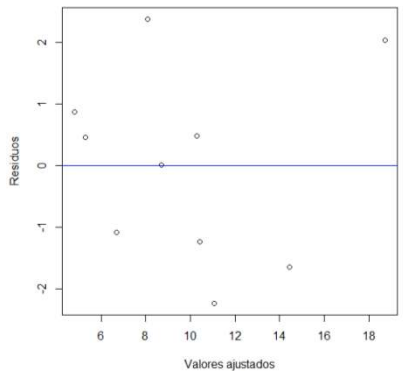
```
model<-nlsLM(creci~ C*(IAFci^d) + e*(IAFci*IAFco), data=SIMULACIONES, start=list( C=1,
d=0.1, e=1))
> summary(model)
Formula: creci ~ C * (IAFci^d) + e * (IAFci * IAFco)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
C  3.14832    0.62856   5.009  0.00155 **
d  0.55056    0.11048   4.983  0.00160 **
e -0.22315    0.08009  -2.786  0.02706 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

```
Residual standard error: 0.6401 (5,9%) on 7 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 15
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(model,k=3)
[1] 27.89027
>    n <- length(IAFci)
>   SS_total <- (n-1)*var(creci)
>    SS_residual <- deviance(model)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.7733137
>   qqnorm(residuals(model))
> qqline(residuals(model))
>    shapiro.test(residuals(model))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(model)
W = 0.93186, p-value = 0.4665
>    plot(fitted(model),residuals(model),
+              xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>   abline(a=0,b=0,col="blue")
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> creci.sim<- 3.14832 *(IAFci^0.550)  -0.2231* (IAFci * IAFco)
>    prodan1<-data.frame(creci.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(SIMULACIONES$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.7733032
```



Incremento el volumen de coihue

```
> ICVco<-SIMULACIONES$`Crec.Vol/ha/año (m3)`
> IAFci<-SIMULACIONES$IAFci
> IAFco<-SIMULACIONES$IAFco
> model<-nlsLM(ICVco~ C*(IAFco^d) + e*(IAFci*IAFco), data=SIMULACIONES, start=list( C=1,
d=0.1, e=1))
> summary(model)
Formula: ICVco ~ C * (IAFco^d) + e * (IAFci * IAFco)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
C  8.10820    1.61318   5.026 0.001520 **
d  0.69190    0.09704   7.130 0.000189 ***
e -0.86026    0.22414  -3.838 0.006391 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 1.749 (5,6%) on 7 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 10
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(model,k=3)
[1] 47.99553
>    n <- length(IAFco)
>   SS_total <- (n-1)*var(ICVco)
>    SS_residual <- deviance(model)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.8833429
>   qqnorm(residuals(model))
> qqline(residuals(model))
>    shapiro.test(residuals(model))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(model)
W = 0.95469, p-value = 0.7241
>    plot(fitted(model),residuals(model),
+              xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>   abline(a=0,b=0,col="blue")
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> creci.sim<- 8.1082 *(IAFco^0.6919)  -0.86026* (IAFci * IAFco)
>    prodan1<-data.frame(creci.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(SIMULACIONES$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.8833429
```



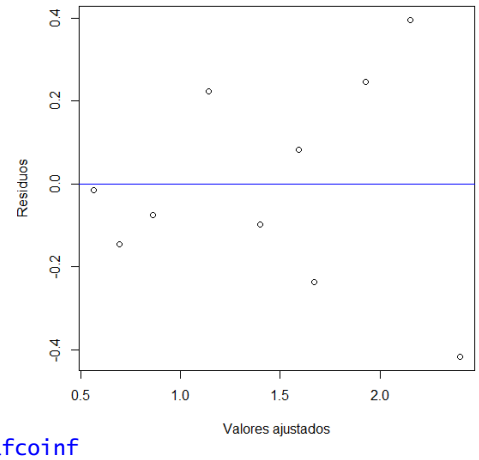
Eficiencia del rodal (EF) en relación al IAF de las especies

```
> model<-nlsLM(EFR~ C*(IAFci^d) + e*(IAFci*IAFco), data=SIMULACIONES, start=list( C=1,
d=0.1, e=1))
> summary(model)
Formula: EFR ~ C * (IAFci^d) + e * (IAFci * IAFco)
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
C  4.76866    0.32613  14.622 1.67e-06 ***
d -0.45178    0.09259  -4.880  0.00179 **
e -0.08141    0.02828  -2.879  0.02367 *
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.2292 (9,2%) on 7 degrees of freedom
```

```
Number of iterations to convergence: 8
chieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(model,k=3)
[1] 7.347486
>   n <- length(IAFco)
>  SS_total <- (n-1)*var(ICVco)
>   SS_residual <- deviance(model)
>   R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>   R_cuadrado
[1] 0.9995709
>  qqnorm(residuals(model))
> qqline(residuals(model))
>   shapiro.test(residuals(model))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(model)
W = 0.97321, p-value = 0.9189
>   plot(fitted(model),residuals(model),
+              xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
> library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> ef.sim<-  4.76866*(IAFco^-0.45178)  -0.08141* (IAFci * IAFco)
>   prodan1<-data.frame(ef.sim)
>   ValEF(prodan1, y=(SIMULACIONES$Eficiencia))
$Eficiencia
                 Modelo 1
Observacion 1 0.7490775
```

Incremento el volumen de ciprés e el estrto inferior

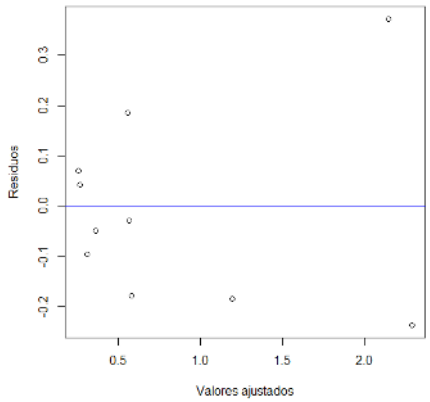
```
> modelciinf<-nlsLM(ICVciinf ~  a*(iafciinf)^b+c*iafciinf*iafcoinf, data=ciinf, start=list(
a=1, b=1, c=1 ))
> summary(modelciinf)
Formula: ICVciinf ~ a * (iafciinf)^b + c * iafciinf * iafcoinf
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a   1.5326     0.1428  10.732 1.34e-05 ***
b   0.6007     0.1036   5.797 0.000666 ***
c  -0.6951     0.2941  -2.364 0.050072 .
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.2778 on 7 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 5
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(modelciinf,k=2)
[1] 7.196976
>    n <- length(iafciinf)
> SS_total <- (n-1)*var(ICVciinf)
>   SS_residual <- deviance(modelciinf)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.8698432
> #normalidad
>   qqnorm(residuals(modelciinf))
>  qqline(residuals(modelciinf))
>    shapiro.test(residuals(modelciinf))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(modelciinf)
W = 0.98295, p-value = 0.979
>    plot(fitted(modelciinf),residuals(modelciinf),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
> #eficiencia
>  library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> icvciin.sim<-1.5326*iafciinf^0.6007-0.6951*iafciinf*iafcoinf
>    prodan1<-data.frame(icvciin.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(ciinf$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
                Modelo 1
Observacion 1 0.8698432
```



Incremento el volumen de coihue el estrato inferior

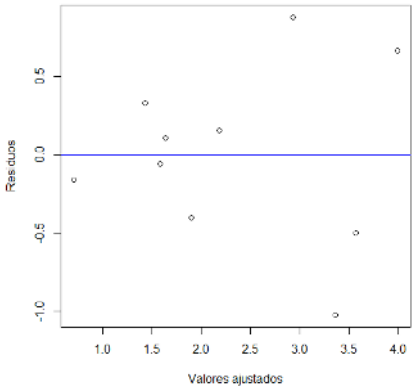
```
modelcoinf<-nlsLM(ICVcoinf ~  a*(iafcoinf)^b+c*iafciinf*iafcoinf, data=coinf, start=list(a=
1, b=1, c=1 ))
> summary(modelcoinf)
Formula: ICVcoinf ~ a * (iafcoinf)^b + c * iafciinf * iafcoinf
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a  2.96172    0.24752  11.965 6.48e-06 ***
b  0.75451    0.07256  10.399 1.65e-05 ***
c -1.19565    0.28818  -4.149   0.0043 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.2116 on 7 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 7
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(modelcoinf,k=3)
[1] 5.752451
```

```
>    n <- length(iafcoinf)
> SS_total <- (n-1)*var(ICVcoinf)
>   SS_residual <- deviance(modelcoinf)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.9461574
> #normalidad
>   qqnorm(residuals(modelcoinf))
>  qqline(residuals(modelcoinf))
>    shapiro.test(residuals(modelcoinf))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(modelcoinf)
W = 0.93937, p-value = 0.546
>    plot(fitted(modelcoinf),residuals(modelcoinf),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
#eficiencia
>  library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> icvcoin.sim<-2.9617*iafcoinf^0.7545-1.1957*iafcoinf*iafciinf
>    prodan1<-data.frame(icvcoin.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(coinf$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
               Modelo 1
Observacion 1 0.9461574
```



Incremento el volumen de cipres el estrato superior

```
> model<-nlsLM(ICVcisup ~  a*(iafcisup)^b, data=cisup, start=list(a=1, b=1))
> summary(model)
Formula: ICVcisup ~ a * (iafcisup)^b
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a   1.4852     0.2524   5.885 0.000368 ***
b   0.7834     0.1732   4.524 0.001940 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 0.5952 (3,9%) on 8 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 4
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(model,k=2)
[1] 21.77136
>    n <- length(iafcisup)
> SS_total <- (n-1)*var(ICVcisup)
>   SS_residual <- deviance(model)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.7871777
> #normalidad
>   qqnorm(residuals(model))
>  qqline(residuals(model))
>    shapiro.test(residuals(model))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(model)
W = 0.98766, p-value = 0.9931
>    plot(fitted(model),residuals(model),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
> #eficiencia
>  library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> icvcisup.sim<-1.4852*iafcisup^0.7834
>    prodan1<-data.frame(icvcisup.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(cisup$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
               Modelo 1
Observacion 1 0.7871777
```



Incremento el volumen de coihue el estrato superior

```
> model<-nlsLM(ICVcosup ~  a*(iafcosup)^b, data=cosup, start=list(a=1, b=1))
> summary(model)
Formula: ICVcosup ~ a * (iafcosup)^b
Parameters:
  Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
a   3.8639     1.1912   3.244  0.01181 *
b   0.8393     0.2479   3.385  0.00957 **
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
Residual standard error: 2.658 on 8 degrees of freedom
Number of iterations to convergence: 6
Achieved convergence tolerance: 1.49e-08
> AIC(model,k=2)
[1] 51.70103
>    n <- length(iafcosup)
> SS_total <- (n-1)*var(ICVcosup)
>   SS_residual <- deviance(model)
>    R_cuadrado <- 1-(SS_residual/SS_total)
>    R_cuadrado
[1] 0.6132925
```

```
> #normalidad
>   qqnorm(residuals(model))
>  qqline(residuals(model))
>    shapiro.test(residuals(model))
        Shapiro-Wilk normality test
data:  residuals(model)
W = 0.92612, p-value = 0.4108
>    plot(fitted(model),residuals(model),
+         xlab="Valores ajustados",ylab="Residuos")
>  abline(a=0,b=0,col="blue")
> #eficiencia
>  library("Validacion", lib.loc="~/R/win-library/3.4")
> icvcosup.sim<-3.8639*iafcosup^0.8393
>    prodan1<-data.frame(icvcosup.sim)
>    ValEF(prodan1, y=(cosup$`Crec.Vol/ha/año (m3)`))
$Eficiencia
              Modelo 1
Observacion 1 0.6132925
```

