



7º CONGRESO FORESTAL ESPAÑOL

**Gestión del monte: servicios
ambientales y bioeconomía**

26 - 30 junio 2017 | Plasencia
Cáceres, Extremadura

7CFE01-125

Edita: Sociedad Española de Ciencias Forestales
Plasencia. Cáceres, Extremadura. 26-30 junio 2017
ISBN 978-84-941695-2-6

© Sociedad Española de Ciencias Forestales

Simulación del crecimiento de bosques mixtos de *Austrocedrus chilensis* y *Nothofagus dombeyi* en Patagonia, utilizando índices de densidad

ANDENMATTEN, E. ¹; LOGUERCIO, G.A. ^{2,3}; GETAR, E.J.D. ⁴

¹ Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria. Estación Experimental Bariloche. Río Negro, Argentina.

² Centro de Investigación y Extensión Forestal. Esquel. Chubut, Argentina.

³ Universidad Nacional de la Patagonia San Juan Bosco. Sede Esquel. Cátedra de Ordenación Forestal. Chubut, Argentina.

⁴ Universidad Nacional de la Patagonia San Juan Bosco. Sede Esquel. Cátedra de Programación Básica y Métodos Numéricos. Chubut, Argentina.

Resumen

Al modelar el crecimiento de bosques mixtos, es común utilizar como elemento clave un cuantificador de la composición del rodal, por ejemplo, la participación relativa en área basal de las especies. Luego la predicción del crecimiento de cada especie se afecta de acuerdo a dicha participación. Presentamos en este trabajo un enfoque alternativo, donde cada especie se proyecta por separado, sin afectarla por su participación relativa. Por adición se obtiene el crecimiento total del rodal. El procedimiento consiste en calibrar para cada especie, un simulador desarrollado para plantaciones mono-específicas, siendo variables claves del mismo el desarrollo en altura de la especie, los índices densidad relativa y factor de altura, y su vinculación. Luego, las proyecciones independientes de cada especie se adicionan brindando una caracterización dinámica del rodal, en desarrollo en altura, área basal y otros parámetros dasométricos de la mezcla de especies. Aplicando conceptos de índice de sitio individual, desagregación del crecimiento y conciliación, se logra la proyección en diámetro y altura de cada individuo de la tabla de rodal. Las primeras pruebas, en base a datos de remediciones de parcelas permanentes de *Austrocedrus chilensis* y *Nothofagus dombeyi* en la Patagonia Argentina, resultaron promisorias para estos bosques mixtos.

Palabras clave

Simulador Piltriquitrón, relación tamaño densidad, ciprés de la cordillera, coihue

1. Introducción

Las masas forestales de composición mixta concitan una atracción creciente a nivel del público en general. Y del sistema científico en particular, ya que la propia definición propuesta en el seno del Proyecto EuMixFor (Bravo *et al.*, 2013) plantea una gran cantidad de desafíos para abordar su conocimiento.

En relación a la modelización del crecimiento y rendimiento de rodales mixtos, las dificultades son acordes con la complejidad mencionada. Un abordaje posible es utilizar una metodología de proyección para cada especie presente, y luego afectarla mediante algún algoritmo que brinde un peso proporcional a la participación porcentual de la especie en el conjunto, por ejemplo, el área basal de cada especie respecto al área basal total (Del Río y Sterba, 2009; Pretzsch, 2009). O bien modelar por cohortes en preferencia a modelos de árbol individual (García, 2016), dónde la determinación del espacio de crecimiento y participación toma formas más complejas. Entre los modelos de árbol individual y los modelos agregados de rodal, se ubican los modelos con distribución del crecimiento, que mantienen la robustez de los primeros y brindan un detalle aceptable a nivel de los individuos.

Entre este último grupo de modelos puede considerarse al desarrollo basado en el “vínculo entre índices de densidad” (Andenmatten, 1999), que relaciona la trayectoria de la densidad relativa (Curtis, 1987) con el factor de altura (Andenmatten *et al.*, 1997), utilizando la altura dominante como variable directriz, que implica en una primer etapa la proyección agregada del rodal, y en una segunda etapa la distribución del crecimiento entre los individuos que lo componen.

Una síntesis de la metodología puede consultarse en Chauchard *et al.* (2013), mencionando como antecedentes que proporciona buenas estimaciones de crecimiento y rendimiento de rodales puros de coníferas introducidas en Patagonia (*Pseudotsuga menziesii*; *Pinus ponderosa*; *P. contorta*) y Córdoba (*P. elliotii*; *P. taeda*) de Argentina (Andenmatten *et al.*, 2013), y en el País Vasco para *P. radiata* (Chauchard, 2001).

2. Objetivo

El objetivo de este trabajo fue poner a consideración la posibilidad de realizar el modelamiento del crecimiento de masas mixtas, aplicando conceptos centrados en índices de densidad y tamaño como variables de estado, siguiendo los lineamientos de la teoría de Estados y Transiciones aplicados a sistemas forestales (García, 1994).

3. Materiales

Los datos corresponden a la Reserva Forestal Loma del Medio-Río Azul (2.500 hectáreas; 42° latitud Sur; -71° 30' longitud Oeste), en la provincia de Río Negro, Argentina, administrada por el Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria. Son bosques de regeneración post-incendios utilizados por los primeros colonos hacia fines del siglo XIX y principios del siglo XX, para habilitar campos para la ganadería (Veblen y Lorenz, 1988). En su dinámica de regeneración básicamente se pueden reconocer una primer etapa de sucesión de especies cicatrizantes conformada por especies herbáceas y arbustivas, facilitando la instalación de ejemplares de *Austrocedrus chilensis* (ciprés de la cordillera), que en un período posterior domina la superficie. Luego se instala *Nothofagus dombeyi* (coihue) bajo el dosel de *A. chilensis* para con posterioridad dominar el dosel de la masa mixta por su mayor desarrollo en altura. De manera muy simplificada entonces podría considerarse una etapa de formación de masas casi puras de *A. chilensis*, otra etapa de un equilibrio entre ambas especies, y finalmente otras con claro dominio de *N. dombeyi*, conformando el mosaico de situaciones en esta Reserva. En cuanto a las edades son masas que varían entre coetáneas a disetáneas con cohortes conformadas por distintos momentos de incorporación. *A. chilensis* es afectada por el “Mal del ciprés” (Greslebin *et al.*, 2007; El Mujtar *et al.*, 2011), y *N. dombeyi* por eventos relacionados a situaciones de estrés hídrico (Bran *et al.*, 2001), con lo cual, la mortalidad por competencia intra-específica queda enmascarada, condicionando ambos disturbios la aplicación de prácticas silviculturales (Loguercio *et al.*, 2016).

A partir del año 1988 se instalaron parcelas permanentes y se remidieron en intervalos no constantes, siendo las parcelas de forma circular, de 1.000 m² de superficie. En cada parcela se midieron y registraron todas de plantas con un diámetro a la altura del pecho superior a 5 cm, detallando especie, estado sanitario, y forma. En algunas de las remediciones, se obtuvo una sub-muestra de edad a la altura del pecho mediante tarugos de incremento, y una sub-muestra de alturas, ajustando en gabinete una función semi-logarítmica para la relación altura-DAP, con la cual se estimó la altura de cada individuo de la parcela. Luego se conformó la tabla de rodal de cada parcela, indicando para cada individuo su especie, diámetro normal, y altura estimada. Con esta información se calcularon los parámetros descriptivos de las remediciones de cada parcela extrapolados a hectárea, resumidos en la (Tabla 1). Se totalizaron 60 remediciones para el total de las 13 parcelas utilizadas.

Para cada parcela se analizaron los datos según los intervalos de remediación (n=47), considerando la ocurrencia de mortalidad e incorporación, prestando especial atención a emparejar la situación inicial y final de cada intervalo de proyección en cuanto a los ejemplares que participan de la misma.

Tabla 1: resumen estadístico de parámetros de las parcelas utilizadas en este estudio (n=13), según intervalos de remediación

| Especie | Resumen | E | N | G | H | IS20 | e | FH | Dg | DR |
|--------------|---------|-----|------|------|------|------|------|-----|------|------|
| A. chilensis | n | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 |
| | Media | 93 | 646 | 29,9 | 21,8 | 8 | 4,4 | 5,3 | 26,8 | 5,8 |
| | D.E. | 16 | 367 | 10,4 | 2,8 | 0,5 | 1,3 | 1,3 | 9,3 | 1,9 |
| | Mín | 57 | 190 | 11,7 | 16,8 | 6,7 | 2,4 | 3,1 | 12,3 | 3,1 |
| | Máx | 132 | 1800 | 49,8 | 28,9 | 9 | 7,3 | 8,9 | 46,4 | 10,3 |
| N. dombey | n | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 |
| | Media | 61 | 216 | 17,6 | 21,8 | 10,5 | 9,1 | 3,0 | 34,4 | 2,9 |
| | D.E. | 21 | 180 | 12,6 | 4,84 | 1,8 | 4,4 | 1,6 | 13,5 | 2,1 |
| | Mín | 21 | 30 | 0,7 | 10,6 | 6,7 | 3,7 | 0,6 | 8,9 | 0,2 |
| | Máx | 111 | 730 | 42,9 | 32,9 | 12,7 | 18,3 | 6,5 | 61 | 7,3 |

Donde: E: edad (años); N: número de plantas por hectárea; G: área basal (m²/ha); H: altura dominante (m); IS20: índice de sitio con edad de referencia 20 años a la altura del pecho (m); e: espaciamiento medio (m); FH: factor de altura; Dg: diámetro cuadrático medio (mm); DR: densidad relativa. Corresponden a 13 parcelas, que suman en total 60 remediciones, totalizando 47 intervalos de crecimiento.

Métodos

La metodología basada en el “vínculo entre índices de densidad”, implica modelar el desarrollo del índice de Densidad Relativa (Curtis, 1987), utilizando el Factor de Altura como variable predictora. La densidad relativa según Curtis se calcula utilizando la ecuación (1):

$$DR = \frac{G}{Dg^b} \quad (1)$$

Donde: DR: densidad relativa; G: área basal (m²/ha); Dg: diámetro cuadrático medio (cm); b: único coeficiente de la ecuación, proponiendo Curtis b=0,5.

El Factor de Altura se calcula mediante la función (2) (Andenmatten et al., 1997):

$$FH = \frac{H}{e} \quad (2)$$

Donde, FH: factor de altura; H: altura dominante (m); e: espaciamiento medio (m), calculado según $e=(10000/N)^{0,5}$, donde N: número de plantas vivas por hectárea.

La función (3) permite modelar el valor de densidad relativa según se desarrolle el factor de altura:

$$F = \frac{DR}{FH} \quad (3)$$

Donde, F: factor de proporcionalidad de la especie.

De esta relación (3) se dedujo (4), que permite la estimación de la densidad relativa al fin de un intervalo de proyección:

$$DR_2 = DR_1 + F \times (FH_2 - FH_1) \quad (4)$$

Donde, 1 y 2: corresponden al momento inicial y final del intervalo de proyección.

La estimación del factor de proporcionalidad “F” (5), se realiza mediante muestreos, estableciendo los “máximos biológicos” de los índices Densidad Relativa y Factor de Altura de una especie, etapa en la cual los rodales están en un equilibrio dinámico de la relación tamaño-densidad:

$$F = \frac{DR_{máximo}}{FH_{máximo}} \quad (5)$$

Por último, a partir de la función (1) se despejó matemáticamente la ecuación (6), que permite calcular el área basal si se conoce la densidad relativa y número de individuos, con lo cual se completan los pasos necesarios para estimar el crecimiento en área basal de una especie, en un intervalo de proyección:

$$G = \left(\frac{DR}{\left(\frac{\pi}{4} \times \frac{N}{10000} \right)^{\frac{b}{2}}} \right)^{\left(\frac{1}{\left(1 - \frac{b}{2} \right)} \right)} \quad (6)$$

Donde, todas la abreviaturas según lo ya detallado; 10000: metros cuadrados de una hectárea. El coeficiente “b”, corresponde al valor de la función (1).

El número de plantas por hectárea (N) merece una consideración particular, ya que toda la metodología se basa en los conceptos de la Teoría de Estados y Transiciones aplicada a masas forestales (García, 1994). Los cambios de Estado obedecen a funciones de transición que operan durante el intervalo de proyección, y durante este intervalo deben mantenerse las mismas plantas vivas que componen y participan en el crecimiento del rodal, es decir $N_1=N_2$.

Los eventos de mortalidad por competencia intra-específica, o por raleo, o si hubiera incorporación de individuos se considera que ocurren en forma instantánea (tiempo=0), con lo cual no operan las funciones de transición. Para estas situaciones, se recalculan todos los parámetros del rodal, y recién a partir de ellos se realice la nueva proyección. En términos de la teoría de estados y transiciones se estará redefiniendo un nuevo Estado (sin paso del tiempo o cambio de tamaño de las plantas) a partir del cual se reiniciará la nueva proyección (García, 1994; Cahuchard, 2001).

Simulador Piltriquitrón: la metodología fue sistematizada dando origen al Simulador Piltriquitrón (Andenmatten *et al.*, 2013), que basado en planillas de cálculo (Excel®), permite mediante la operación de macros la proyección de masas simples, mono-específicas y coetáneas por plantación. Se realizaron modificaciones menores para adaptarlo a las necesidades de este estudio.

Calibración del factor de proporcionalidad “F”:

Para las especies de este estudio, aún no se disponen los valores correspondientes a los máximos biológicos de los índices de densidad, con lo cual no es posible aplicar la ecuación (5) para determinar el “factor de proporcionalidad de cada especie”. Por tal motivo se decidió probar la calibración del sistema, determinando un valor “F de trabajo” (Ft) de cada especie, que permita operar la ecuación (4) para obtener el valor final de Densidad Relativa, y de allí el área basal de la parcela utilizando (6). Al efecto se utilizaron dos metodologías alternativas:

Alternativa 1: para cada especie y cada parcela (i), utilizando el Simulador Piltriquitrón 1.1, se cargó un F de trabajo inicial, arbitrario, generando las proyecciones para cada intervalo disponible (j). Se obtuvo para cada proyección la diferencia entre área basal final estimada y observada, que se dividió por la amplitud del intervalo en años (A), para obtener la diferencia anual de estimación (m²/ha/año) mediante la expresión (7):

$$dG_{ij} = \frac{G_{estimado_{ij}} - G_{observado_{ij}}}{A} \quad (7)$$

Luego para cada parcela se calculó el promedio de dichas estimaciones anuales (8), para el total de intervalos de proyección disponibles para esa parcela:

$$dG_i = \frac{\sum dG_{ij}}{n_i} \quad (8)$$

Donde: “dG_{ij}”: error de estimación anual de área basal final (m²/ha/año), para la parcela (i), en el intervalo de proyección (j); G_{estimado}: área basal estimada al final del intervalo de proyección (m²/ha); G_{observado}: área basal observada al final del intervalo de proyección (m²/ha); A. amplitud del intervalo de proyección (años); n_i: número de intervalos de proyección de la parcela.

Idealmente dG_i debe ser cero, para lo cual se repitió sucesivamente el procedimiento, variando el valor de Ft, hasta alcanzar un mínimo para dG_i. El valor Ft_i que minimiza el error de estimación dG_i se definió como el Factor de proporcionalidad de trabajo de la parcela.

Del total de parcelas disponibles se obtuvo el promedio los valores Ft_i, que se definió como el F de trabajo (Ft) de la especie, para esta muestra (9):

$$Ft = \frac{\sum Ft_i}{N} \quad (9)$$

Donde: Ft: factor de proporcionalidad “de trabajo” de cada especie; Ft_i: según lo explicado con anterioridad; N: número de parcelas.

Este valor promedio Ft para cada especie se cargó en el Simulador, se generaron nuevamente las proyecciones de cada parcela, para cada intervalo de proyección disponible, y se estimaron las diferencias de área basal al final de cada período, cotejándola contra el área basal observada, obteniendo así el error de estimación. Para el total de intervalos de proyección se calculó el promedio de error de estimación y su desvío estándar, analizando visualmente la distribución de residuales. Utilizando la prueba no paramétrica de Kolgomorov-Smirnov, que permite comparar dos muestras de igual tamaño, que no siguen necesariamente una distribución conocida, bajo la hipótesis nula que implica que ambas pertenecen a la misma distribución, se cotejaron las distribuciones correspondientes a los valores finales de área basal estimada-observada, para un nivel de confianza del 95% a dos colas (Di Rienzo et al., 2013).

Alternativa 2: considerando la disponibilidad de más de un intervalo de proyección para cada parcela, se repitieron los pasos de la Alternativa 1, pero a diferencia de aquella, en esta se buscó minimizar el error de estimación “del primer intervalo de proyección”. Una vez establecido el Ft_{i1}, que minimiza el error de estimación del primer intervalo, se utilizó como el valor F de trabajo de la parcela (Ft_i). A continuación y aplicando dicho valor se calcularon los errores de estimación dG_i para el resto de intervalos de proyección disponibles de esa parcela (i), obteniendo el error promedio de estimación de la misma. Esto equivale a calibrar a cada parcela en particular, utilizando una situación conocida. Se utilizaron las mismas pruebas estadísticas que en la Alternativa 1 para analizar sus resultados.

Curvas de índice de sitio y crecimiento en altura: se determinó para cada especie de una parcela el valor de índice de sitio, utilizando las curvas de pino ponderosa en Patagonia (Andenmatten y Letourneau, 1997). Una vez determinado el índice de sitio de cada especie, permite modelar el crecimiento en altura de la misma para diferentes edades de proyección, como probaron Andenmatten y Letourneau (2000), demostrando su aplicabilidad en parcelas de las mismas especies de este estudio.

La tabla de rodal o lista de individuos se proyecta al mismo tiempo que se proyecta el rodal agregado, de modo que se actualizan los DAP y altura de cada individuo al final del período de proyección (Andenmatten, 1999) según:

Proyección las alturas individuales: se utiliza el concepto de “índice de sitio individual”, que corresponde a llevar al extremo la idea de rodal como unidad homogénea del bosque, es decir, el individuo. En ese punto se considera que el individuo “es el rodal” y que por lo tanto es posible calcular su valor de índice de sitio (“individual”). Para ello se aplica la misma función utilizada para estimar el índice de sitio a nivel de rodal (7), que en este estudio corresponde a *P. ponderosa*, y posteriormente es factible estimar su desarrollo en altura para cualquier edad del individuo (8):

$$is_i = f(h_i; EAP_i) \quad (10)$$

$$h_i = f(is_i; EAP_i) \quad (11)$$

Donde: *is*: índice de sitio individual (m), del individuo (*i*); *hi*: altura estimada (m); *EAP*: edad a la altura del pecho (años).

Proyección de los diámetros individuales: utiliza un proceso de desagregación del crecimiento y conciliación del área basal. Se realiza una proyección “transitoria” de cada planta según su crecimiento en altura, y seguidamente se calcula un factor de conciliación (*z*), mediante el cociente entre el área basal agregada transitoria, obtenida como la sumatoria de las áreas basales transitorias de cada planta, y el área basal de la proyección agregada (12 a 16):

$$DAP'_2 = DAP_1 \times \frac{h_2}{h_1} \quad (12)$$

$$g'_2 = \frac{\pi}{4} \times (DAP'_2)^2 \quad (13)$$

$$G'_2 = \sum_1^n g'_2 \quad (14)$$

$$z = \frac{G'_2}{G_2} \quad (15)$$

$$DAP_2 = z \times DAP'_2 \quad (16)$$

Donde, *is*: índice de sitio individual; *h1* y *h2*: altura individual al inicio y fin del intervalo de proyección; *EAP1* y *EAP2*: edad a la altura del pecho al inicio y fin del intervalo de proyección;

DAP'2: diámetro de proyección transitoria; DAP1: diámetro al inicio de la proyección; g'2: área basal transitoria del individuo; G'2: sumatoria de las áreas basales transitorias; G2: área basal del rodal agregado según (6); z: factor de conciliación; DAP2: diámetro del individuo al final del período de proyección, ya conciliado.

Cálculo del espaciamiento "e": se calculó como el lado de un marco cuadrado de igual superficie para todas las plantas de cada especie, tomando como base el total de la superficie de la parcela, o bien de la hectárea cuando se usan los datos extrapolados. Esto se contrapone con la superficie que podría corresponder a cada especie considerando su participación porcentual, ya sea que se exprese en número de individuos, área basal (Del Río y Sterba, 2009) u otro parámetro de la masa (Pretzsch, 2009).

Análisis estadísticos: los análisis estadísticos, gráficos y tablas se realizaron utilizando el paquete estadístico InfoStat (Di Rienzo et al., 2013).

4. Resultados

Calibración del factor de proporcionalidad de trabajo "F", para cada especie:

Alternativas 1 y 2:

La prueba de ambas Alternativas se basa en cotejar los valores de área basal final de cada intervalo de proyección observada vs. estimada. En la (Tabla 2), se presentan los valores estadísticos, destacando que los tamaños de las muestras son diferentes para cada Alternativa. En la Alternativa 1 (n=47) se utilizó el total de intervalos, en tanto en la Alternativa 2 (n=34) un intervalo por parcela (13 parcelas) se utiliza para la calibración del F de trabajo, luego, no se considera a analizar los resultados. La estimación de área basal para ambas Alternativas, son prácticamente iguales tanto en su media como en desvío estándar, lo cual no permitiría recomendar con este nivel de desarrollo de la propuesta, la aplicación de una por sobre la otra. También de la prueba de Kolmogorov-Smirnof, puede aceptarse para ambas especies en ambas Alternativas, que las distribuciones de frecuencia corresponden a la misma población, y se presentan sus estadísticos en la (Tabla 3). Por último, en el análisis visual de los residuales no se observan tendencias ni heterocedasticidad, en las Alternativas 1 y 2 como para ambas especies (Figura 1).

Tabla 2: parámetros de áreas basales al fin del intervalo de proyección, utilizando la Alternativa 2

| | Alternativa 1 | | | | Alternativa 2 | | | |
|-------|---------------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|
| | GestAc | GobsAc | GestNd | GobsNd | GestAc | GobsAc | GestNd | GobsNd |
| n | 47 | 47 | 47 | 47 | 34 | 34 | 34 | 34 |
| Media | 28,54 | 28,57 | 15,63 | 15,78 | 28,61 | 28,15 | 15,33 | 15,57 |
| D.E. | 10,13 | 9,95 | 11,84 | 11,76 | 9,9 | 9,83 | 11,81 | 11,99 |
| Mín | 10,06 | 11,51 | 0,88 | 0,85 | 11,93 | 11,62 | 0,67 | 0,85 |
| Máx | 48,67 | 49,8 | 39,55 | 41,58 | 49,29 | 49,8 | 40,03 | 41,58 |

Donde: G: área basal; est.: estimado; obs: observado; Ac: A. chilensis; Nd: N. dombeyi; D.E.: desvío estándar; Mín: mínimo; Máx: máximo; n: tamaño de la muestra, intervalos de proyección. Para la Alternativa el total de intervalos (47), en tanto para la Alternativa 2 son 34 (47-13), ya que el primer intervalo se utilizó para calibrar el F de trabajo de la parcela.

Tabla 3: Prueba de Kolmogorov-Smirnov, para dos muestras aplicada a la comparación de área basal final estimada-observada de cada intervalo de proyección, según Alternativa de calibración del Factor de proporcionalidad de trabajo de cada especie

| Alt. | Especie | Grupo1 | Grupo2 | n1 | n2 | Media1 | Media2 | DE1 | DE2 | KS | p(2 colas) |
|------|--------------|--------|--------|----|----|--------|--------|-------|-------|-------|------------|
| 1 | A. chilensis | Gest. | Gobs. | 47 | 47 | 28,54 | 28,57 | 10,13 | 9,95 | 0,085 | <0.20 |
| 1 | N.dombeyi | Gest. | Gobs. | 47 | 47 | 15,63 | 15,78 | 11,84 | 11,76 | 0,085 | <0.20 |
| 2 | A. chilensis | Gest. | Gobs. | 34 | 34 | 28,61 | 28,15 | 9,90 | 9,83 | 0,117 | <0.20 |
| 2 | N.dombeyi | Gest. | Gobs. | 34 | 34 | 15,33 | 15,57 | 11,81 | 11,99 | 0,117 | <0.20 |

Dónde: Alt.: Alternativa de calibración; Grupo: valores estimados y observados de área basal final para cada intervalo de proyección; n1 y n2: tamaño de la muestra; Media: promedio de la distribución (m²/h); D.E.: desvío estándar; KS: coeficiente de Kolmogorv-Smirnov; p(2colas): probabilidad asociada a dos colas.

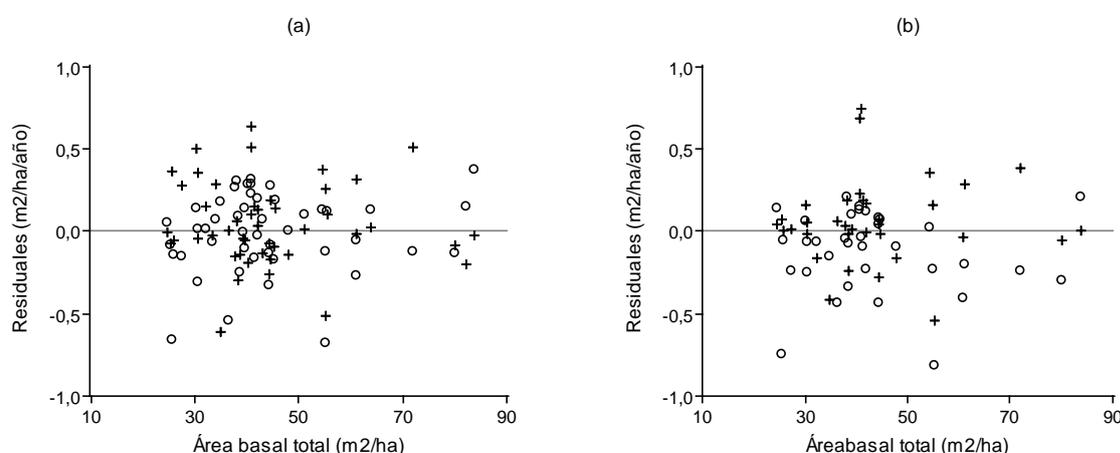


Figura 1: Residuales de la estimación de área basal al fin del intervalo de proyección, contra área basal total. A. chilensis, corresponden círculos abiertos, y N. dombey cruces, según Alternativa 1 (a) y Alternativa 2 (b).

Proyección de la tabla de rodal, o lista de individuos: esta metodología utiliza la lista inicial de diámetros, estimando las proyecciones a partir de la misma. En este estudio se dispuso de 47 intervalos de proyección para la Alternativa 1, y 34 para la Alternativa 2. Para ambos casos, y corroborando lo determinado Andenmatten y Letourneau (2000) en masas mixtas de las mismas especies de este estudio, la metodología de desagregación del crecimiento y conciliación contra el área basal estimada, genera buenos resultados que se expresan en la coincidencia de diámetros observados vs. estimados, con la existencia de sesgo directamente relacionada a la calidad de la estimación del área basal final.

En la (Figura 2) se presenta para una parcela, la proyección de diámetros de *A. chilensis*. Para el primer inventario se determinó el F de trabajo, calibrando con los datos del segundo inventario. Luego, se utilizó el F de trabajo para proyectar el último intervalo disponible (inicio a 12 años del primer inventario, con una amplitud de 4 años). El área basal final observada fue de 31,69 m²/ha, en tanto el área basal final estimada fue de 32,49 m²/ha, una diferencia de -0,79 m²/ha para un intervalo de 4 años. Esta diferencia genera un sesgo en la proyección de diámetros, que se refleja al establecer la relación lineal de diámetros observados vs. estimados, resultando una ordenada = -2,5566 y pendiente = 0,9983 (R² = 0,9963). En la prueba de Kolmogórov-Smirnov para dos muestras (n1=n2=92), se determinó un coeficiente KS = 0,05 (p < 0,20) lo cual permite aceptar que ambas distribuciones pertenecen a la misma población.

Para *N. dombeyi* de la misma parcela ($n_1=n_2=15$), y repitiendo el procedimiento, resultó para la relación lineal de diámetros observados vs. estimados, una ordenada = 14,36 y pendiente = 0,9925 ($R^2 = 0,9952$). En la prueba de Kolmogórov-Smirnov se determinó un coeficiente $KS = 0,20$ ($p < 0,20$), que permite aceptar que ambas distribuciones pertenecen a la misma población.

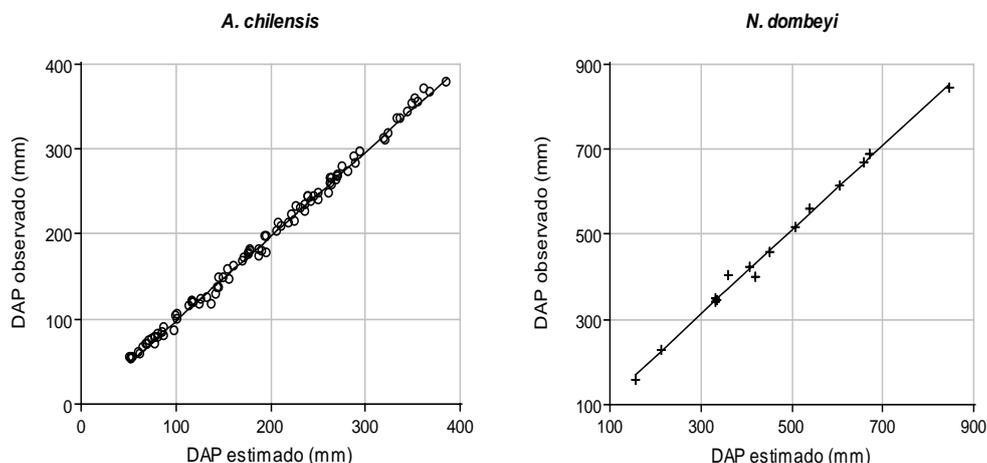


Figura 2: relación lineal de diámetros observados vs. estimados para las dos especies de una misma parcela, proyectados con los F de trabajo determinados utilizando la Alternativa 2. Se destaca la amplitud diamétrica.

No se presentan los resultados de los 47 intervalos de proyección disponible, pero todas presentan similares resultados a los señalados.

5. Discusión

Alturas: es indudable que al ser la variable directriz del sistema, debería reconsiderarse la metodología de medición, y el criterio para establecer la sub-muestra durante las sucesivas mediciones de cada parcela, dificultades ya señaladas por Del Río y Sterba (2009), asociadas a problemas de visualización del ápice en el caso de *A. chilensis*, y en el caso de *N. dombeyi* también a la dificultad para definir el punto de medición, por ser una especie de copa globosa en plantas de edad avanzada. Por otra parte, sin generar errores apreciables, el hecho de usar funciones propias de cada especie para estimar índice de sitio y crecimiento en altura, mejoraría la coherencia relacionada al concepto de utilizar variables con sentido biológico. En relación al problema de un posible estancamiento en el crecimiento en altura que manifiesta García (2016), como podría ser el caso de *A. chilensis* cuando *N. dombeyi* domina el dosel superior, no se cuenta con información para corroborarla y eventualmente modelarla, quedando por el momento como uno de los tantos desafíos a considerar.

El empleo del índice de sitio individual, debería ser discutido y probado para otras especies y por otros grupos de trabajo, de modo que permita su validación independiente. Por el momento su validación queda reflejada en los buenos resultados de las proyecciones de la lista de diámetros individuales, que no son rechazadas en las pruebas estadísticas, aplicadas a una variedad de especies y condiciones de crecimiento.

Máximos biológicos de los índices de densidad: Al no disponer de esta información, que se estima mediante información proveniente de masas puras de cada especie, en esta presentación se ha obviado mediante la calibración del factor de proporcionalidad de cada especie (denominado “de trabajo” para evitar confusiones). Se desconoce el resultado que a futuro podría brindar aplicar la metodología determinando el factor de proporcionalidad según datos de parcelas puras.

Participación porcentual de las especies: Si bien en este abordaje se evitó el uso de este elemento de corrección por especie, la amplia bibliografía que avala su empleo exige nuevas pruebas aplicando alguna de las posibles definiciones de participación porcentual existentes, utilizando diferentes parámetros de la masa, y una definición más concreta, de la idea subyacente en lo que se menciona como “espacio de crecimiento” (García, 2016).

Se relaciona a este punto, la determinación del espaciamiento medio, y en este trabajo se plantea que cada especie ocupa el total de la hectárea, lo cual *a priori* no parece correcto. Sin embargo y de alguna manera todavía no dilucidada, las proyecciones son robustas, lo cual podría corresponder a que también el cálculo de los índices de densidad se expresan utilizando el total de la hectárea en su cálculo. Las observaciones y discusión propuesta por García (2016) podrían orientar la búsqueda de alternativas con mayor fundamento y sentido biológico.

Esfuerzo del modelamiento: si se observan las funciones utilizadas, resalta el bajo número de coeficientes a determinar, y de hecho, todo el esfuerzo de calibración se concentra en un único elemento, “el factor de proporcionalidad de cada especie”. Como una primer aproximación bajo condiciones de escasas de información y carencia de datos que permitan ajustes de funciones más complejas (Del Río y Sterba, 2009; Pretzsch, 2009; García, 2016), se puede considerar como una comprobación de la premisa que propone utilizar funciones y algoritmos con sentido biológico por su capacidad de brindar respuesta ante una gran disparidad de situaciones (García, 2016).

Un importante coeficiente a poner en consideración corresponde al exponente “b” de la ecuación (1). Relacionado y semejante al coeficiente de “pendiente” de la recta de Reineke (ver Curtis, 1987), establece la relación entre dos parámetros de estado, área basal y el número de individuos, y por consiguiente el diámetro cuadrático medio (6). Curtis (o.c.) relaciona este coeficiente con la pendiente ($c=-1,605$) de la recta propuesta por Reineke (1933), mediante $b=2-c=2-1,605\approx 0,4$, y redondeando propone $b=0,5$ como una aproximación suficiente en aplicaciones a masas puras de *Pseudotsuga mensiezii*. La evidencia actual referida a que la pendiente de la recta de Reineke no sería única para todas las especies (Charru *et al.*, 2012; Santiago-García *et al.*, 2013), pone un toque de atención al empleo en cualquier especie de $b=0,5$ (y también de $c=-1,605$) por su impacto en las predicciones de crecimiento del índice de densidad relativa ante un cambio en el número de individuos del rodal, lo cual por consiguiente impactaría en la estimación del área basal final estimada con la función (6).

Calibración mediante la Alternativa 2: se utilizó el total de la lista de diámetros del segundo inventario, para estimar el F de trabajo del primer inventario. Esto es similar a tomar tarugos de incrementos de “todos” los individuos inventariados para calcular la variación en diámetros en un intervalo dado. Es una alternativa válida, pero seguramente no será necesario tomar una muestra tan grande (y dificultosa en terreno), y probablemente pueda reemplazarse por un muestreo que seleccione un menor número de ejemplares, para lo cual deberá ajustarse el criterio de selección. Debe considerarse en el criterio de selección que pudiera definirse, que si la calibración lleva a estimar el área basal con sesgo, las proyecciones de la lista de diámetros expresarán ese sesgo poniendo de manifiesto un error de estimación acorde.

6. Conclusiones

La alternativa que plantea el uso de variables de estado, basadas en índices de densidad, para la modelización de masas mixtas, ofrece una oportunidad para superar las situaciones de escasas de datos e información previa. Al utilizar variables con interpretación biológica por sobre funciones con fuerte sesgo empírico, permiten aproximaciones robustas en las proyecciones. Es el tamaño expresado por la altura, más que la edad, la variable directriz de todo el proceso, brindando una manera simple de reflejar la dinámica del rodal, e incluso de los individuos que la componen.

Esta aproximación utilizando la metodología de “vínculo entre índices de densidad” debe tomarse con precaución y solo como exploratoria, dada la diversidad de factores que implica una masa de composición mixta, y multietánea. Si bien los resultados de este estudio son auspiciosos, nuevas situaciones deberían probarse, como diferencias en edades de las cohortes, composición porcentual de las especies, diversidad de tamaño y otras.

7. Agradecimientos

A las personas que colaboraron para establecer, remedir y cuidar las parcelas permanentes de la Reserva Forestal Loma del Medio—Río Azul en este plazo de 27 años. Nuestro reconocimiento a Felipe Bravo Oviedo, por su infatigable tarea de propiciar la articulación y trabajo conjunto con colegas de Argentina y otros países de Latinoamérica. Al Ingeniero Agrónomo Enrique Wabo de la Facultad de Ciencias Agrícolas y Forestales, de la Universidad Nacional de La Plata, por su lectura crítica y aportes que ayudaron a mejorar esta presentación. Los fondos que hicieron posible la presente publicación fueron aportados por el Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, en el marco del Proyecto Específico PNFOR 1104074; del Centro de Investigación y Extensión Forestal Andino Patagónico; y de la Universidad Nacional de la Patagonia “San Juan Bosco”, Sede Esquel en Chubut, Argentina.

8. Bibliografía

ANDENMATTEN, E. 1999. “Proyección de Tablas de Rodal para Pino Oregón en la región Andino Patagónica de las Provincias de Chubut y Río Negro, Argentina”. Tesis para optar al Magister en Ciencias, mención Manejo Forestal Sustentable. UACH. Valdivia, Chile. 79 p.

ANDENMATTEN, E.; LETOURNEAU, F.J.. 1997. “Curvas de Índice de Sitio para *Pinus ponderosa* (Dougl.) Law, de aplicación en la región Andino Patagónica de Chubut y Río Negro, Argentina”. *Bosque* 18:13-18.

ANDENMATTEN, E.; LETOURNEAU, F.J. 2000. “Algoritmo para la proyección de distribuciones diamétricas, basado en el concepto de índice de sitio individual”. En Actas reunión IUFRO “Modelos y métodos estadísticos aplicados a bosques naturales”. Alicia Ortega y Salvador Gezan editores. Valdivia, Chile. 15 p.

ANDENMATTEN, E.; LETOURNEAU, F.J.; ORTEGA, A.. 1997. “Vínculo entre Densidad Relativa y Factor de Espaciamiento y su relación con la Altura Dominante”. Actas: IUFRO Conference “Modelling Growth of Fast-Grown Tree Species”. A. Ortega y S. Gezan editores. Valdivia. Chile. 265-276.

ANDENMATTEN, E.; LETOURNEAU, F.J.; DEAGOSTINI, N.; GETAR, E.J.D.. 2013. “PILTRIQUITRON1.1: Simulador para el procesamiento de parcelas forestales: En Patagonia Andina: *Pseudotsuga menziesii*; *Pinus ponderosa*; *P. contorta*. En el Valle de Calamuchita, Córdoba: *P. elliotii* y *P. taeda*”. Comunicación Técnica N° 52. Área Forestal. EEA Bariloche, INTA. 9 p.

BRAN, A.; PÉREZ, L.; GHERMANDI, D.; BARRIOS, D.. 2001. “Evaluación de poblaciones de coihue (*Nothofagus dombeyi*) del Parque Nacional Nahuel Huapi afectadas por la sequía 98/99: Informe sobre mortalidad: distribución y grado de afectación”. Comunicación técnica INTA N° 66, Área de Recursos Naturales. Relevamiento Integrado 8 pp. ISSN 16674014.

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.J.; FORRESTER, D.I.; GIERGICZNY, M.; JACOBSEN, J.B.; LESINSKI, J.; LÖF, M.; MASON, B.; MATOVIC, B.; METSLAID, M.; MORNEAU, F.; MOTIEJUNAITE, J.; O'REILLY, C.; PACH, M.; PONETTE, Q.; DEL RIO, M.; SHORT, I.; SKOVSGAARD, J.P.; SOLIÑO, M.; SPATHELF, P.; STERBA, H.; STOJANOVIC, D.; STRELCOVA, K.; SVOBODA, M.; VERHEYEN, K.; VON LÜPKE, N.; AND ZLATANOV, T.. 2013. "European Mixed Forests: definition and research perspectives". *Forest Systems* 2014 23(3): 518-533.

CHARRU., M.; SEYNAVE, I.; MORNEAU, F.; RIVOIRE, M.; BONTEMPS, J.D.. 2012. "Significant differences and curvilinearity in the self-thinning relationships of 11 temperate tree species assessed from forest inventory data". *Annals of Forest Science* 69:195-205. DOI 10.1007/s13595-011-0149-0.

CHAUCHARD, L.M. 2001. "Crecimiento y producción de repoblaciones de *Pinus radiata* D. Don en la provincia de Guipúzcoa (País Vasco)". Tesis para optar al Doctorado en Ciencias. UTSI Montes. Madrid. España.

CHAUCHARD, L.; ANDENMATTEN, E.; LETOURNEAU, F.J. 2013. "Modelización del crecimiento y la producción de los rodales a través de Índices de Densidad". En *Aplicaciones de modelos ecológicos a la gestión de recursos naturales*. Juan A. Blanco Editor. Omnia Science Monographs. 2013. (<http://dx.doi.org/10.3926/oms.193>). 215 p.

CURTIS, R. O. 1982. A Simple Index of Stand Density for Douglas-fir. *For. Sci.*, Vol. 28(1): 92-94.

DEL RÍO, M.; STERBA, H. 2009. "Comparing volume growth in pure and mixed stands of *Pinus sylvestris* and *Quercus pirenaica*". *Ann. For. Sci.* 66 (2009) 502 Available online at: [c_INRA, EDP Sciences, 2009 www.afs-journal.org](http://www.afs-journal.org). DOI: 10.1051/forest/2009035.

DI RIENZO, J.A.; CASANOVES, F.; BALZARINI, M.G.; GONZALEZ, L.; TABLADA, M.; ROBLEDO, C.W. 2013. "InfoStat versión 2013". Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. URL <http://www.infostat.com.ar>

EL MUJTAR, V.A.; ANDENMATTEN, E.; PERDOMO, M.; LETOURNEAU, F.J.; GRAU, O.; GALLO, G. 2011. "Temporal progression trends of cypress mortality at permanent plots in a National forest reserve of *Austrocedrus chilensis* (Patagonia, Argentina)". *Forest Systems*. 20(2). 209-217.

GARCÍA, O. 1994. "El enfoque del espacio de estados y transiciones en modelos de crecimiento" ("The State- Space approach in growth modelling". *Can. Jr. For. Res.* 24:1894-1903). Traducción de O. García.

GARCÍA, O. 2016. "Cohort aggregation modelling for complex forest stands: Spruce-aspen mixtures in British Columbia". *Ecological Modelling* 343 109-122. DOI: 10.1016/j.ecolmodel.2016.10.020.

GRESLEBIN, A. G.; HANSEN, E. M.; SUTTON, W. 2007. *Phytophthora austrocedrae* sp. nov., a new species associated with *Austrocedrus chilensis* mortality in Patagonia (Argentina). *Mycological Research* 11(3): 308-316.

- LOGUERCIO, G.A.; URRETAVIZCAYA, M.F.; CASELLI, M. 2016. "Silvicultura de los bosques de Ciprés de la Cordillera: Manual de campo". CIEFAP, Manual Número 15. ISSN 1514-2256. 67 p.
- PRETZSCH, H. 2009. "Forest Dynamics, Growth and Yield: From Measurement to Model". 337p. DOI: 10.1007/978-3-540-88307-4 9, c 2009 Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- REINEKE, L.H. 1933. "Perfecting a stand-density index for even-aged forests". Jr. of Agricultural Research. Vol. 46:627-638.
- SANTIAGO-GARCÍA., W.; DE LOS SANTOS-POSADAS, H.M.; PÉREZ, G.A.H.; VALDEZ-LAZALDE, J.R.; DEL VALLE-PANIAGUA, D; CORRAL-RIVAS, J.J.. 2013. "Auto-aclareo y guías de densidad para Pinus patula mediante el enfoque de regresión de frontera estocástica". Agrociencia 47: 75-89.
- VEBLEN, T.T.; LORENZ, D.C.. 1988: "Recent Vegetation Changes along the Forest/Steppe Ecotone of Northern Patagonia". Annals of the Association of American Geographers. 78(1): 93-111.

