



Revista Chapingo. Serie Ciencias  
Forestales y del Ambiente

ISSN: 2007-3828

rforest@correo.chapingo.mx

Universidad Autónoma Chapingo  
México

Castruita-Esparza, Luis U.; Correa-Díaz, Arian; Gómez-Guerrero, Armando; Villanueva-Díaz, José; Ramírez-Guzmán, Martha E.; Velázquez-Martínez, Alejandro; Ángeles-Pérez, Gregorio

Basal area increment series of dominant trees of *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco show periodicity according to global climate patterns

Revista Chapingo. Serie Ciencias Forestales y del Ambiente, vol. XXII, núm. 3, septiembre-diciembre, 2016, pp. 379-397

Universidad Autónoma Chapingo  
Chapingo, México

Available in: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=62946911009>

- How to cite
- Complete issue
- More information about this article
- Journal's homepage in redalyc.org

redalyc.org

Scientific Information System

Network of Scientific Journals from Latin America, the Caribbean, Spain and Portugal

Non-profit academic project, developed under the open access initiative

# Basal area increment series of dominant trees of *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco show periodicity according to global climate patterns

Series de incremento del área basal en árboles dominantes de *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco muestran periodicidad de acuerdo con patrones climáticos globales

Luis U. Castruita-Esparza<sup>1</sup>; Arian Correa-Díaz<sup>1</sup>; Armando Gómez-Guerrero<sup>1\*</sup>; José Villanueva-Díaz<sup>2</sup>; Martha E. Ramírez-Guzmán<sup>1</sup>; Alejandro Velázquez-Martínez<sup>1</sup>; Gregorio Ángeles-Pérez<sup>1</sup>.

<sup>1</sup>Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo. Carretera México-Texcoco km 36.5. C. P. 56230. Montecillo, Texcoco, Estado de México, México.

agomezg@colpos.mx, Tel.: +52 595 9520200 (ext. 1475) (\*Corresponding author).

<sup>2</sup>Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP), Centro Nacional de Investigación Disciplinaria en Relación Agua, Suelo, Planta, Atmósfera (CENID RASPA), km 6.5 Margen Derecha Canal Sacramento. C. P. 35140. Gómez Palacio, Durango. México.

## Abstract

Tree species like *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco (Douglas-fir) are sensitive to climate cycles and show well defined growth rings. The careful selection of dominant trees with circular trunk section allow the analysis of tree growth trajectories. In this study, we used direct measurements of basal area increment (BAI) to explain biological periodicity and forecast basal area growth of Douglas-fir growing in Western Mexico. To remove the age effect on tree growth we also ran the analysis in terms of cambial age. Results showed significant ( $P < 0.05$ ) correlation between BAI and precipitation from January to July. We found periodicities in tree growth of 7, 21, 27 and 60 years. However, the 60-year period, was determinant to build an ARIMA model (0,1,1), to forecast BAI for the next decades. Tree growth projections suggest reduced BAI in mature dominant trees for the next decades. Decreased tree-growth is an unexpected result, as BAI in dominant trees remains constant up to the biological age. Our finding is concurrent with a general decrement in tree growth in other forests of the world due to water stress, which suggests that the future climatic variability may worsen health conditions of Douglas-fir forests in North Mexico.

**Keywords:** Dendrochronology, tree-ring, forest productivity, temperate forests; time series analysis

## Resumen

Las especies forestales como *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco son sensibles al clima y muestran anillos de crecimiento claramente definidos. La selección cuidadosa de árboles dominantes con fuste circular permite el análisis de tendencias de crecimiento arbóreo. En este estudio se utilizaron mediciones directas del incremento del área basal (IAB) para explicar las periodicidades biológicas y elaborar predicciones del crecimiento en el abeto Douglas-fir que crece en el oeste de México. Para eliminar el efecto de la edad en el crecimiento de los árboles se hizo un análisis en términos de la edad del cámbium. Los resultados mostraron correlación significativa ( $P < 0.05$ ) entre IAB y la precipitación de enero a julio. Además, se encontraron periodicidades de 7, 21, 27 y 60 años en el crecimiento de los árboles; el periodo de 60 años fue determinante para la construcción de un modelo ARIMA (0,1,1) para realizar predicciones del IAB en las próximas décadas. Las proyecciones del crecimiento proponen una reducción del IAB en árboles maduros dominantes en las próximas décadas. Dicha reducción es un resultado inesperado, debido a que el IAB en árboles dominantes permanece constante hasta una edad biológica de senescencia. Los resultados concuerdan con una tendencia general de reducción en el crecimiento en otros bosques del mundo debido a estrés hídrico, lo cual sugiere que la variabilidad climática futura puede empeorar la condición de salud del abeto Douglas-fir de los bosques del norte de México.

## Palabras clave:

Dendrocronología, anillos de crecimiento, productividad forestal, bosques templados, análisis de series de tiempo.

Please cite this article as follows (APA 6): Castruita-Esparza, L. U., Correa-Díaz, A., Gómez-Guerrero, A., Villanueva-Díaz, J., Ramírez-Guzmán, M. E., Velázquez-Martínez, A., & Ángeles-Pérez, G. (2016). Basal area increment series of dominant trees of *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco show periodicity according to global climate patterns. *Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente*, 22(3), 379-397. doi: 10.5154/r.rchscfa.2015.10.048

Received: October 21, 2015 / Accepted: July 20, 2016.



www.chapingo.mx/revistas/forestales

## Introduction

Due to the increased variability of the climate in the last three decades (Hansen, Sato, & Ruedy, 2012), more understanding on the relationship between tree-ring width, basal area growth and climatic variables is needed to propose better forest practices. Establishing relationships between tree-ring measurements and basal area increments (BAI) with climatic variables allow the identification of patterns in tree growth. Forest growth depends on tree species, age, stand density, soil quality and climate (Skovsgaard & Vanclay, 2008), and the combined effect of these factors is registered in the ring width of forest species (Esper, Benz, & Pederson, 2012; Matisons, Elferts, & Brūmelis, 2013). Tree-rings of climate sensitive species preserve information about cyclic patterns of tree growth and climate relationships, providing useful information for modeling and forecasting purposes (Matisons et al., 2013; Návar & Lizárraga-Mendiola, 2013).

One of the most important species for dendrochronology purposes has been Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* [Mirb.] Franco), due to its sensitivity in capturing signals of cyclic events of climate (Cerano, Villanueva, Valdéz, Méndez, & Constante, 2011; Griesbauer & Scott, 2010; González-Elizondo et al., 2005; Gugger, González-Rodríguez, Rodríguez-Correa, Sugita, & Cavender-Bares, 2011) but the reliability of that periodicity has not been tested in forecasting models. Time series analysis of tree species like Douglas-fir would also help to confirm extreme past events in atmospheric circulation patterns, water resources shortage, and its socioeconomic impact on the population (Cerano et al., 2011; Návar & Lizárraga-Mendiola, 2013). More recently, the use of time series analysis combined with wood isotopes and dendrochronology have showed to be useful to describe the relationship of tree physiology and climate variability according to increased atmospheric CO<sub>2</sub> (Monserud & Marshall, 2001; Roden, Johnstone, & Dawson, 2011; Swetnam & Lynch, 1993).

Basic dendrochronology procedures use standardized the ring width index (RWI) to analyze trends in tree growth; nevertheless, when dominant trees with trunks of circular section are selected, direct measurements of BAI are highly correlated to RWI, allowing the study of tree growth trends overtime. Compared to ring with BAI is more convenient to separate tree growth rates because is a two-dimensional variable (Biondi & Qeadan, 2008). When tree-ring series are transformed into basal area increments (BAI) the practical use is that BAI has units in cm<sup>2</sup>·year<sup>-1</sup> which allow direct interpretation of the tree growth trends; compared to BAI, RWI values are relative units and dimensionless (Rubino & McCarthy, 2000).

## Introducción

Debido al aumento de la variabilidad del clima en las últimas tres décadas (Hansen, Sato, & Ruedy, 2012), se requiere una mayor comprensión sobre la relación entre el ancho de anillos de árboles, el crecimiento del área basal y las variables climáticas con la finalidad de proponer mejores prácticas forestales. El establecimiento de la relación entre las mediciones de los anillos de los árboles y los incrementos en el área basal (IAB) con las variables climáticas permite la identificación de patrones de crecimiento. El crecimiento forestal depende de la especie, edad, densidad de masa, calidad del suelo y clima (Skovsgaard & Vanclay, 2008), y el efecto combinado de estos factores se registra en el ancho de anillos de la especie (Esper, Benz, & Pederson, 2012; Matisons, Elferts, & Brūmelis, 2013). Los anillos de los árboles de especies sensibles al clima conservan información acerca de los patrones cíclicos de crecimiento y de las relaciones con el clima, proporcionando información útil para propósitos de modelación y predicción (Matisons et al., 2013; Návar & Lizárraga-Mendiola, 2013).

Una de las especies más importantes para los propósitos de la dendrochronología ha sido el abeto Douglas (*Pseudotsuga menziesii* [Mirb.] Franco), debido a su sensibilidad para captar señales de eventos cíclicos del clima (Cerano, Villanueva, Valdéz, Méndez, & Constante, 2011; González-Elizondo et al., 2005; Griesbauer & Scott, 2010; Gugger, González-Rodríguez, Rodríguez-Correa, Sugita, & Cavender-Bares, 2011), pero la confiabilidad de esa periodicidad no se ha estudiado en modelos de predicción. El análisis de serie de tiempo de la especie abeto Douglas ayudaría a confirmar los eventos extremos pasados en patrones de circulación atmosférica, escasez de recursos hídricos e impacto socioeconómico en la población (Cerano et al., 2011; Návar & Lizárraga-Mendiola, 2013). Recientemente, el uso del análisis de series de tiempo, combinado con isótopos de madera, y la dendrochronología han demostrado ser útiles para describir la relación de la fisiología de los árboles y la variabilidad del clima de acuerdo con el aumento de CO<sub>2</sub> atmosférico (Monserud & Marshall, 2001; Roden, Johnstone, & Dawson, 2011; Swetnam & Lynch, 1993).

Los procedimientos básicos de la dendrochronología utilizan el índice de ancho de anillos (IAA) para analizar las tendencias en el crecimiento del árbol; sin embargo, cuando se seleccionan árboles dominantes con troncos de sección circular, las mediciones directas de IAB están altamente correlacionadas con IAA, permitiendo el estudio de las tendencias de crecimiento. En comparación con el ancho de anillo, el IAB es más conveniente para medir las tasas de crecimiento de los árboles, ya que se trata de una variable bidimensional (Biondi & Qeadan, 2008). Cuando la serie de anillos de

Time series analysis tools are frequently used in econometric studies, however, due to recent climate variation and its effects on tree growth, the use of time series analysis should be reevaluated as a powerful tool to understand climate change and tree growth relationships.

This paper aimed to analyze trends for BAI of mixed stands of Douglas-fir using time series models to forecast tree growth for the next decades. Our hypothesis is that: BAI series of *P. menziesii* in the Western Sierra of Mexico reflect regional climate events and are reliable to build a time series model to explain and forecast tree basal area growth.

## Material and methods

### Study area

The study site is located in the Western Sierra of Mexico in the Chihuahua state (26° 27' 59.14" N and 106° 21' 14.95" W). The altitude ranges from 2,650 to 2,730 m and the climate is temperate sub-humid, with mean annual temperature and precipitation of 12 °C and 780 mm, (Figure 1). Associated tree species of the study site are *Picea chihuahuana* Martínez, *Pinus arizonica* Engelm., *Pinus durangensis* Martínez and *Pinus ayacahuite* Ehrenb. (García-Arévalo, 2008; González, González, & Márquez, 2007). There is not logging in the study area; it has been under conservation as *P. menziesii* is an endangered species according to Mexican regulations (NOM-059-SEMARNAT-2010). Total height of the individual of Douglas-fir range in the upper stratum range from 23 to 45 m, with DBH (diameter at breast height) from 60-104 cm. The mixed stand of the study area has an estimated stock of 8.4 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> of bole of the study species.

### Wood core sampling

In summer of 2012, 20 healthy and dominant trees carefully selected by their circular section of the bole were sampled with a 12 mm borer (HAGLÖF, BS009, Germany). For each tree, one sample in transversal direction to the slope was collected at 1.3 m above the soil level. In the study site, Douglas-fir is present in mixed and open stand where the canopy cover ranges from 60 to 80 %. Collecting dominant and mature trees we assured lower variation for BAI as the basal area growth of Douglas-fir plateau and remain constant up to the age of 300 years (Poage & Tappeiner, 2002). We avoid old trees close to the biological age of the species because they have low growth rates overtime and poor relationship with climate variation (Black, Colbert, & Pederson, 2008).

### Sample measurements

Samples were air dried and polished with sand paper for better contrast of tree-rings. Ring width was measured

árboles se transforman en incremento del área basal (IAB), el uso práctico es que el IAB tiene unidades en cm<sup>2</sup>·año<sup>-1</sup> que permiten la interpretación directa de las tendencias de crecimiento; en cambio, los valores IAA son unidades relativas y adimensionales (Rubino & McCarthy, 2000).

Las herramientas del análisis de series de tiempo se utilizan con frecuencia en estudios econométricos; sin embargo, debido a la variación climática reciente y sus efectos en el crecimiento de los árboles, el uso del análisis de series de tiempo se debe reevaluar como una herramienta poderosa para comprender las relaciones de cambio climático y crecimiento de árboles.

Este estudio tuvo como objetivo analizar las tendencias para IAB de bosques mixtos de abeto Douglas utilizando modelos de la series de tiempo para predecir el crecimiento de árboles para las próximas décadas. Nuestra hipótesis es que la serie del IAB de *P. menziesii* en la Sierra Madre Occidental refleja eventos climáticos regionales y es confiable para construir un modelo con la finalidad de explicar y predecir el crecimiento del área basal de los árboles.

## Materiales y métodos

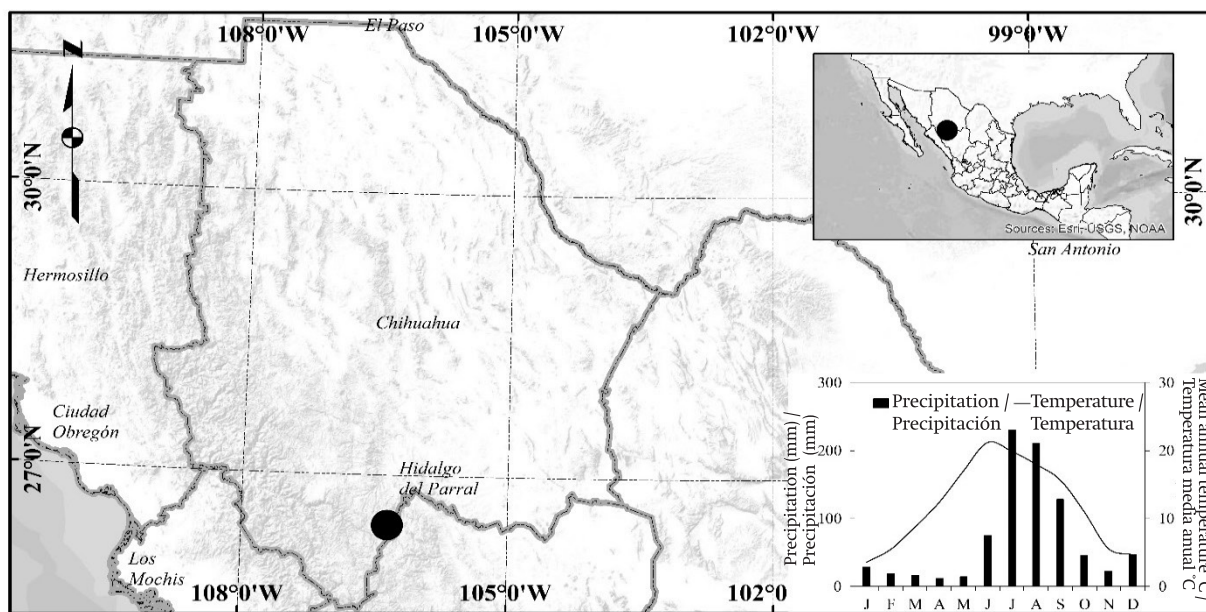
### Área de estudio

El sitio de estudio se encuentra en la Sierra Madre Occidental en el estado de Chihuahua (26° 27' 59.14" N y 106° 21' 14.95" O). La altitud oscila entre 2,650 a 2,730 m, el clima es sub-húmedo templado con una temperatura media anual de 12 ° C y precipitación de 780 mm (Figura 1). Las especies de árboles asociados del sitio de estudio son *Picea chihuahuana* Martínez, *Pinus arizonica* Engelm., *Pinus durangensis* Martínez y *Pinus ayacahuite* Ehrenb. (García-Arévalo, 2008; González, González, & Márquez, 2007). No se registró aprovechamiento forestal en el área de estudio; *P. menziesii*, especie que ha estado bajo conservación, es una especie en peligro de extinción de acuerdo con la norma mexicana (NOM-059-SEMARNAT-2010). La altura total del abeto Douglas en el estrato alto oscila entre 23 y 45 m, con DAP (diámetro a la altura del pecho) de 60-104 cm. La masa mixta del sitio de estudio tiene una existencia estimada de 8.4 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> de tronco de la especie estudiada.

### Muestreo del núcleo de la madera

En el verano de 2012 se tomaron muestras de 20 árboles sanos y dominantes cuidadosamente seleccionados por su sección circular del tronco, utilizando un taladro de 12 mm (Haglöff, BS009, Alemania). Para cada árbol se recolectó una muestra en dirección transversal a la pendiente, a 1.3 m por encima del nivel del suelo. En el sitio de estudio, el abeto Douglas está presente en





**Figure 1. Geographical location of the sampled site in the state of Chihuahua, Mexico.**

**Figura 1. Localización geográfica del sitio de muestreo en el estado de Chihuahua, México.**

with a Velmex measuring system (Bloomfield, NY, USA) with a 0.001 mm accuracy (Robinson & Evans, 1980). Increment cores samples were processed following standard dendrochronology techniques (Stokes & Smiley, 1968). Most of the wood core samples included the pith (75 %) and the age of trees without pith was estimated by regression according to the trend of the rings of trees with known age. The total number of tree-ring measurements was 2,480. The average age for the sampled trees was 140 years, ranging from 67 to 203 years. The intercorrelation of the tree-ring measurements series of the wood cores was statistically tested with the COFECHA software (Holmes, 1983). A negative exponential model was used to standardize the ring series for each tree and to develop a tree-ring width chronology using the ARSTAN software (Cook & Holmes, 1984). The “spline” for tree-ring indices was fitted with a ten-year resolution.

#### Basal Area Increment (BAI) and Precipitation data

Basal area increments (BAI) were computed according to the following formula, where  $R$  is stem radius (cm) and  $n$  is the year of ring formation:

$$BAI = \pi (R_n^2 - R_{n-1}^2)$$

BAI increases in mature stages tend to be stable as long as the tree is not close to the extremes of juvenile stage or the biological senescence (Poage & Tappeiner, 2002; Weiner & Thomas, 2001). Although the age of sampled trees varied from 64 to 204 y, their age is far from the biological senescence for the study species which is at about 300 years (Villanueva-Díaz et al., 2010). In order

masas mixtas y abiertas donde la cubierta del dosel se extiende de 60 a 80 %. La recolección de árboles dominantes y maduros garantiza menor variación en el IAB como el crecimiento del área basal del altiplano de abeto Douglas y se mantienen constantes hasta la edad de 300 años (Poage & Tappeiner, 2002). Se evitaron árboles viejos cercanos a la edad biológica de la especie, ya que tienen tasas de crecimiento bajas y mala relación con la variación del clima (Black, Colbert, & Pederson, 2008).

#### Mediciones de muestras

Las muestras se secaron al aire y pulieron con papel de lija para un mejor contraste de los anillos de los árboles. El ancho de anillo se midió con un sistema de medición Velmex (Bloomfield, NY, EE.UU.) con una precisión de 0.001 mm (Robinson & Evans, 1980).

Las muestras de núcleos de crecimiento se procesaron siguiendo las técnicas dendrocronológicas (Stokes & Smiley, 1968). La mayoría de las muestras de núcleos de madera incluyeron el anillo central (75%); la edad de los árboles sin anillo central se estimó por regresión de acuerdo con la tendencia de anillos de árboles con edad conocida. El número total de mediciones de anillos fue 2,480. La edad promedio de los árboles muestreados fue de 140 años, variando desde 67 a 203 años.

La intercorrelación de la serie de mediciones de anillos de árboles de los núcleos de madera se evaluó estadísticamente con el software COFECHA (Holmes, 1983). Un modelo exponencial negativo se utilizó para estandarizar la serie de anillos para cada árbol y para

to construct a representative BAI series for the study site, we averaged the BAI values at a yearly resolution for all samples. The maximum length of the BAI chronology was 203 years (1807 to 2010). The BAI and the standardized tree-ring with series (RWI) were tested for significant correlation ( $P < 0.05$ ). Furthermore, the RWI and BAI chronology was related with the regional precipitation, for which the program DENDROCLIM 2002 was used (Biondi & Waikul, 2004). We used the information from the four closest meteorological stations as reported by the National Commission for Water in Mexico (Instituto Mexicano de Tecnología del Agua [IMTA], 2013). Additionally, to remove the effect for different tree ages, we reordered the data from calendar year to cambial age and fitted a five order polynomial equation to estimate the expected BAI according to the mean tree age in our sample (Briffa & Melvin, 2011).

### Spectral analysis

A spectral analysis was performed to identify cycles of BAI. The time series was decomposed into the sum of sine and cosine waves with different amplitudes and lengths (Jenkins & Watts, 1968; Priestly, 1981):

$$x_t = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m [a_k \cos(w_k t) + b_k \sin(w_k t)]$$

where:

$x_t$  = Data

$a_0$  = Mean term:  $a_0 = 2\bar{x}$

$m$  = Number of frequencies in the Fourier decomposition

$a_k$  = Cosine coefficients

$w_k$  = Fourier frequencies:  $w_k = \frac{2\pi k}{n}$  where  $k$  = number of frequencies in the Fourier decomposition y  $n$  = number of observations in the time series

$t$  = Time subscript

$b_k$  = Sine coefficients.

The Fisher's Kappa and Bartlett's Kolmogorov-Smirnov statistics were computed for the BAI chronology assuring that the series and the spectrum were not "white noise" and were statistically significant. In addition, spectral density and periodogram graphs were developed and tested to determine the presence of significant low-frequency cycles. The spectral density estimate was produced by smoothing the periodogram.

### ARMA and ARIMA Box-Jenkins models

ARMA (p, q) Box-Jenkins models rely on second-order stationary; the presence of  $p$  autoregressive terms (AR) and  $q$  moving average parameters (MA) help to explain the behavior of the response variable (Box & Jenkins, 1970).

desarrollar una serie de ancho de anillos, utilizando el software Arstan (Cook & Holmes, 1984). La curva "spline" para índices de anillos de árboles se ajustó con una resolución de 10 años.

### Incremento del área basal (IAB) y datos de precipitación

El incremento de área basal (IAB) se calculó de acuerdo con la siguiente fórmula, donde  $R$  es el radio del tallo (cm) y  $n$  es el año de la formación del anillo:

$$IAB = \pi (R_n^2 - R_{n-1}^2)$$

Los aumentos en el IAB en etapas maduras tienden a ser estables, siempre y cuando el árbol no se encuentre cerca de los límites de la etapa juvenil o senescencia biológica (Poage & Tappeiner, 2002; Weiner & Thomas, 2001). A pesar de que la edad de los árboles de la muestra varió de 64 a 204 años, su edad está lejos de la senescencia biológica para la especie de estudio, la cual es de aproximadamente 300 años (Villanueva-Díaz et al., 2010). Con el fin de elaborar una serie del IAB representativo para el sitio de estudio, promediamos los valores del IAB en una resolución anual para todas las muestras. La duración máxima de la serie del IAB fue de 203 años (1807 a 2010). El IAB y los anillos del árbol estandarizados con la serie (IAA) se analizaron para comprobar una correlación significativa ( $P < 0.05$ ). Por otra parte, las series de IAA e IAB estaban relacionadas con la precipitación regional, para lo cual se utilizó el programa DENDROCLIM 2002 (Biondi & Waikul, 2004). Se utilizó la información de las cuatro estaciones meteorológicas más cercanas, según lo informado por la Comisión Nacional del Agua (Instituto Mexicano de Tecnología del Agua [IMTA], 2013). Además, para eliminar el efecto de diferentes edades de árboles, los datos del año natural a la edad cambial se reordenaron y se ajustó una ecuación polinómica de cinco para estimar el IAB esperado según la edad media de los árboles (Briffa & Melvin, 2011) en nuestra muestra.

### Análisis espectral

Los ciclos del IAB se identificaron mediante un análisis espectral. La series de tiempo se descompuso en la suma de las ondas de seno y coseno con diferentes amplitudes y duraciones (Jenkins & Watts, 1968; Priestly, 1981):

$$x_t = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m [a_k \cos(w_k t) + b_k \sin(w_k t)]$$

donde:

$x_t$  = Datos

$a_0$  = Plazo medio:  $a_0 = 2\bar{x}$

$m$  = Número de frecuencias en la descomposición de Fourier

$a_k$  = Coeficientes de los cosenos

$$\phi_p(B)Z_t = \theta_q(B)u_t$$

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

where:

$Z_t$  = Mean deviation in time  $t$  of an equally spaced stationary series

$\phi_1$  and  $\phi_p$  = Auto-regressive terms ( $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p)$ )

$B$  = Backshift operator

$\theta_1$  and  $\theta_q$  = Moving average terms ( $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q)$ )

$u_t$  = Randomly independent variables with zero mean and variance (white noise).

Second-order stationary models are mean  $[E(Z_t) = \mu]$ , variance  $[Var(Z_t) = \sigma^2]$  and covariance  $[Cov(Z_t, Z_s) = \gamma_k]$  not time dependent. One extension to the ARMA models is the class of autoregressive integrated moving average, or ARIMA process with  $d$ th difference. The  $d$  term is the number of times the series must be differentiated to be stationary. The stochastic trend can be removed applying a difference operator  $\nabla^d$ :

$$X_t = \nabla^d Z_t$$

$$\nabla^d = (1 - B)^d$$

where  $X_t$  is the  $d$  times differenced series to be transformed into stationary series and  $Z_t$  is the original series. The augmented Dickey-Fuller test of unit root proves that the time series is stationary, testing the hypothesis  $H_0: \rho = 1$  and the alternative  $H_1: \rho < 1$ . If non-stationarity is associated with a variable variance we can use a transformation of power type  $\ln Z_t$  (Pankrats, 1983). It should be noticed that when it is necessary to remove trend and variable variance, the transformation of actual values into logarithms is required before the differentiation.

ARIMA models can describe cycles for annual data. It is convenient to use a cycle difference operator ( $\nabla_C^D$ ) to achieve cycle stationarity:

$$W_t = \nabla_C^D X_t$$

$$\nabla_C^D = (1 - B^C)^D$$

where  $W_t$  is the  $D$  times differenced series (length of the cycle  $C$ ). Cyclical effects ARIMA models can be proposed under the following general model ARIMA ( $p, d, q$ )  $\times$  ( $P, D, Q$ ) $_C$ :

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^C)\nabla^d\nabla_C^D(Z_t) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^C)u_t$$

where:

$\phi_p(B)$  = Noncyclic AR operator

$\theta_q(B)$  = Noncyclic MA operator

$w_k$  = Frecuencias de Fourier:  $w_k = \frac{2\pi k}{n}$  donde  $k$  = número de frecuencias en la descomposición de Fourier y  $n$  = número de observaciones en la serie de tiempo

$t$  = Tiempo subíndice

$b_k$  = Coeficientes de los senos.

Las estadísticas de Kappa de Fisher y Kolmogorov-Smirnov de Bartlett se calcularon para la serie del IAB asegurándose de que la serie y el espectro no fueran "ruido blanco" y fueran estadísticamente significativas. Además, la densidad espectral y las gráficas del periodograma se desarrollaron y estudiaron para determinar la presencia de los ciclos significativos de baja frecuencia. La estimación de la densidad espectral se produjo por suavizamiento del periodograma.

### Modelos ARMA y ARIMA de Box-Jenkins

Los modelos ARMA ( $p, q$ ) desarrollados por Box-Jenkins dependen del segundo orden estacionario; la presencia de los términos autorregresivos  $p$  (AR) y parámetros de medias móviles  $q$  (MA) ayudan a explicar el comportamiento de la variable de respuesta (Box & Jenkins, 1970).

$$\phi_p(B)Z_t = \theta_q(B)u_t$$

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

donde:

$Z_t$  = Desviación media en el tiempo  $t$  de series estacionarias igualmente espaciadas

$\phi_1$  y  $\phi_p$  = Términos autorregresivos ( $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B^1 - \dots - \phi_p B^p)$ )

$B$  = Operador *backshift* ( $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B^1 - \dots - \theta_q B^q)$ )

$\theta_1$  y  $\theta_q$  = Términos de medias móviles

$u_t$  = Variables independientes aleatorias con media cero y varianza (ruido blanco).

Los modelos estacionarios de segundo orden son la media  $[E(Z_t) = \mu]$ , varianza  $[Var(Z_t) = \sigma^2]$  y covarianza  $[Cov(Z_t, Z_s) = \gamma_k]$  sin depender del tiempo. Una extensión a los modelos ARMA es la categoría de medias móviles autorregresivas integradas o el proceso ARIMA con diferencia  $d$ th. El término  $d$  es el número de veces que la serie debe ser diferenciada para ser estacionaria. La tendencia estocástica se puede eliminar al aplicar un operador de diferencia  $\nabla^d$ :

$$X_t = \nabla^d Z_t$$

$$\nabla^d = (1 - B)^d$$

donde  $X_t$  es la serie de tiempo diferenciada  $d$  para transformarse en serie estacionaria y  $Z_t$  es la serie original. La prueba de raíz unitaria aumentada de Dickey-Fuller demuestra que la serie de tiempo es estacionaria, poniendo a prueba la hipótesis  $H_0: \rho = 1$

$\Phi_p(B^C)$  = Cyclic AR operator of length C  
 $\Theta_q(B^C)$  = Cyclic MA operator of length C  
 $\nabla_C^D = (1 - B^C)^D$  : Differencing operators for non and cyclical compounds.

In this work, we analyzed BAI chronology by autoregressive integrated moving average models (ARIMA Box-Jenkins Models) to find major cycles or periodicity in tree growth.

### Estimation of ARIMA model components

The ARIMA modeling involved the comparison of estimated autocorrelation function graphs (ACF) and partial autocorrelation (ACFp) with theoretical ACF and ACFp. The pattern of decay of those functions and the lags with significant values are components to determine the order of parameters for the ARMA model (Box & Jenkins, 1970). We used the ACF to determine the moving average (MA) order ( $q$ ) and the ACFp was used to determine the order ( $p$ ) of the autoregressive model. Complementarily, the smallest canonical (SCAN) correlation method was used. This process is helpful to identify the orders of a stationary and non-stationary ARMA model. In general this method consist in identifying a rectangular pattern of a table which has the eigenvalues of a matrix product of the vector  $Y_{m,t} = (Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-m})$  where  $Z_t$  is time series, such that  $m = P_{min}, \dots, P_{max}$  and  $j = q_{min}, \dots, q_{max}$ ; where  $m$  and  $j$  identify the possible order of the AR and MA process, respectively (Tsay & Tiao, 1984). Finally, the estimation of parameters was performed using conditional least squares (CLS) (Statistical Analysis System [SAS], 2011).

### Strategy for diagnostic, checking and forecasting

The results of spectral analysis were considered to test the different cyclic component (C) of the ARIMA process and generate an appropriate model for understanding the behavior of tree growth. The statistical reliability of the model was verified through a chi-squared test (Ljung-Box test) by assuring that random shocks and  $u_t$  were statistically independent (not autocorrelated) and "white noise". The forecast was calculated with the infinite memory forecast, also called conditional forecast. The term conditional is used because the forecast is computed by assuming that the unknown values of the response series before the start of the data are equal to mean of the series. We performed a forecast of BAI for the next 15-year period and up to the year 2090 at the 95 % confidence level.

## Results and discussion

### Tree ring series, BAI and precipitation

Results showed that our strategy for selecting dominant and circular trunk section trees was reliable

y la alternativa  $H_1$ :  $\rho < 1$ . Si la no estacionariedad se asocia con una varianza de variable podemos utilizar una transformación de energía de tipo  $\ln Z_t$  (Pankrats, 1983). Debe tomarse en cuenta que cuando se necesita eliminar la tendencia y varianza de variable se requiere la transformación de valores reales a logaritmos antes de la diferenciación.

Los modelos ARIMA pueden describir los ciclos para los datos anuales. Es conveniente utilizar un operador de diferencia de ciclo ( $\nabla_C^D$ ) para lograr la estacionariedad del mismo:

$$W_t = \nabla_C^D X_t$$

$$\nabla_C^D = (1 - B^C)^D$$

donde  $W_t$  es la series de tiempo diferenciada  $D$  (duración del ciclo  $C$ ). Los modelos ARIMA de efectos cíclicos pueden ser propuestos en el siguiente modelo ARIMA general ( $p, d, q$ ) x ( $P, D, Q$ )<sub>C</sub> :

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^C)\nabla^d\nabla_C^D(Z_t) = \theta_q(B)\Theta_q(B^C)u_t$$

donde:

$\phi_p(B)$  = Modelo AR no cíclico

$\theta_q(B)$  = Modelo MA no cíclico

$\Phi_p(B^C)$  = Modelo AR cíclico de duración  $C$

$\Theta_q(B^C)$  = Modelo MA cíclico de duración  $C$

$\nabla_C^D = (1 - B^C)^D$  : Modelos de diferenciación para compuestos cíclicos y no cíclicos.

En este estudio analizamos la serie del IAB mediante modelos autorregresivos integrados de medias móviles (modelos ARIMA de Box-Jenkins), para encontrar ciclos grandes o periodicidad de crecimiento de árboles.

### Estimación de los componentes del modelo ARIMA

La modelización ARIMA implicó la comparación de las gráficas de función de autocorrelación estimada (FAC) y autocorrelación parcial (FACP) con FAC y FACP teórica. El patrón de la decadencia de esas funciones y los desfases con los valores significativos son los componentes para determinar el orden de los parámetros para el modelo ARMA (Box & Jenkins, 1970). La FAC se utilizó para determinar el orden ( $q$ ) de media móvil (MM), y la FACP, para determinar el orden ( $p$ ) del modelo autorregresivo. Complementariamente se utilizó el método de correlación canónica (SCAN) más pequeño. Este proceso es útil para identificar las órdenes de un modelo ARMA estacionario y no estacionario. En general este método consiste en la identificación de un patrón rectangular de un cuadro que contiene los valores propios de una matriz de producto del vector  $Y_{m,t} = (Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-m})$  donde  $Z_t$  es la series de tiempo, de tal manera que  $m = P_{min}, \dots, P_{max}$  y  $j = q_{min}, \dots, q_{max}$ ; donde  $m$  y  $j$  identifican el posible orden del



for dendrochronological purposes. The strength of the signal in ARSTAN was high with a value of 0.90, indicating the existence a common response in all the trees sampled (Cook, 1983, 1987). The inter-correlation for the series and the average mean sensitivity computed with COFECHA were adequate ( $P < 0.01$ ), with values of 0.67 and 0.27, respectively. These values indicate that the ring measurements show a common trend and the suitability for cross-dating of the series (Figure 2a). The correlation between RWI and BAI was statistically significant ( $r = 0.80$ ;  $P < 0.01$ ) indicating that in this case direct BAI measurements are reliable to describe tree growth changes and useful for time series analysis (Figure 2b). RWI and BAI were also significantly ( $P < 0.05$ ) correlated to the precipitation for the period January to July with values of 0.73 and 0.70, respectively. These results also confirms the sensitivity of Douglas-fir to climate variability and the suitability to use their tree ring series to predict tree growth series, as it has been found for *P. menziesii* trees growing in Durango and Zacatecas, Mexico (González-Elizondo et al., 2005).

### Tree growth trends

Mean BAI of *P. menziesii* was  $54 \text{ cm}^2 \cdot \text{year}^{-1}$  ( $\text{SD} \pm 12$ ). This result is similar to that reported for stands of Douglas-fir growing western Oregon where trees age ranges from 100 to 300 years and plateau at  $50 \text{ cm}^2 \cdot \text{year}^{-1}$  (Poage & Tappeiner, 2002). Our findings show a trend of reduced BAI overtime, which is an unexpected results because the sample was composed by healthy and dominant trees with average age of 140 years (range, 67-204 years); this is 150 years less than the natural senescence of the

proceso MA y AR, respectivamente (Tsay & Tiao, 1984). Finalmente, los parámetros se estimaron mediante mínimos cuadrados condicionales (MCC) (Statistical Analysis System [SAS], 2011).

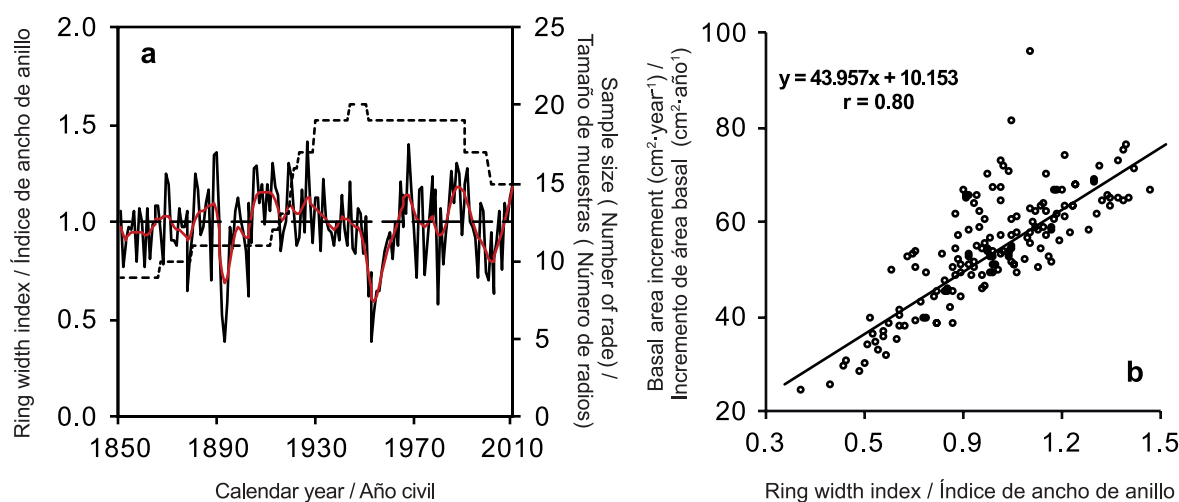
### Estrategia para diagnóstico, control y estimación

Los resultados del análisis espectral se consideraron para evaluar los diferentes componentes cíclicos (C) del proceso ARIMA y generar un modelo apropiado para la comprensión del comportamiento del crecimiento de los árboles. La fiabilidad estadística del modelo se verificó a través de una prueba de Chi-cuadrada (prueba de Ljung-Box) al asegurar que los choques aleatorios y  $u_t$  fueron estadísticamente independientes (no autocorrelacionados) y "ruido blanco". La predicción se calculó con la estimación de memoria infinita, también llamada estimación condicional. El término condicional se utiliza porque la predicción se calcula al suponer que los valores desconocidos de la serie de respuesta, antes del inicio de los datos, son iguales a la media de la serie. Se realizó una estimación del IAB para el próximo periodo de 15 años y hasta el año 2090 con un nivel de confianza de 95 %.

### Resultados y discusión

#### Serie de anillos de árboles, IAB y precipitación

Los resultados mostraron que nuestra estrategia para la selección de árboles dominantes con sección del tronco circular es confiable para los propósitos dendrocronológicos. La intensidad de la señal en ARSTAN fue alta con un valor de 0.90, lo que indica la existencia de una respuesta común en todos los árboles



**Figure 2. (a) Douglas-fir standard ring width chronology and sample size (dashed line), covering the period 1850 to 2010. (b) Correlation between tree ring width index and basal area increments.**

**Figura 2. (a) Serie de ancho de anillo de crecimiento y tamaño de la muestra (línea discontinua) del abeto Douglas, que abarca el periodo de 1850 a 2010. (b) Correlación entre el índice de ancho de anillo del árbol y los incrementos en área basal.**

species. A reduction in BAI has also been reported for other forests suggesting that water and nutrient stress are one of the stress factors (Gomez-Guerrero et al., 2013; Park et al., 2013; Peñuelas, Canadell, & Ogaya, 2011; Silva, Gómez-Guerrero, Doane, & Horwath, 2015). A strong link between growth diameter and moisture has also been found for *P. menziesii* at the Eastern Sierra of Mexico with larger deviations in diameter growth according to extreme wet and dry episodes (Arreola-Ortiz, 2010).

Analyzing the results at a decadal resolution the reductions in BAI with respect to the previous decade, were 24 and 28 % for the periods of 1890-1899 and 1950-1959, respectively. Favorable periods resulted in increased BAI of about 16 % above the mean value (Figure 3a). In a percent basis and absolute values, the impact of favorable periods is lower than that of dry periods because the benefit of wet periods on BAI is limited to the water storing capacity of the soils (Castruita, 2014). The decadal drought spell of the 1950's and 1990's has also been reported in river flow analysis in Mexico (Návar, 2012) and soil moisture content evaluations using hydrological models (Návar, 2015).

The reduction in BAI seen in this study is not related to the age of the trees because according to the cambial age in Figure 3b, the expected average in BAI for trees 140-year old is  $50 \text{ cm}^2 \cdot \text{year}^{-1}$ , very close to the mean value of  $54 \text{ cm}^2 \cdot \text{year}^{-1}$ . Thus, the reduced trend in BAI overtime is more likely due to the climate effect because RWI and BAI were statistically correlated and the precipitation from January to July. According to our results, water stress by major droughts might be the reason for important reductions of BAI in 1893, 1953 and 1996 to values of 23, 19 and  $25 \text{ cm}^2 \cdot \text{year}^{-1}$ , respectively. Prolonged droughts has been reported for these years; for example, a severe dry period around the year 1950 has been documented in North México (Díaz, Therrell, Stahle, & Cleaveland, 2002) affecting the south of United States and that for middle of the 90's has also been detected in *Taxodium mucronatum* (Ten.) trees in Central Mexico (Stahle et al., 2009; Stahle et al., 2011).

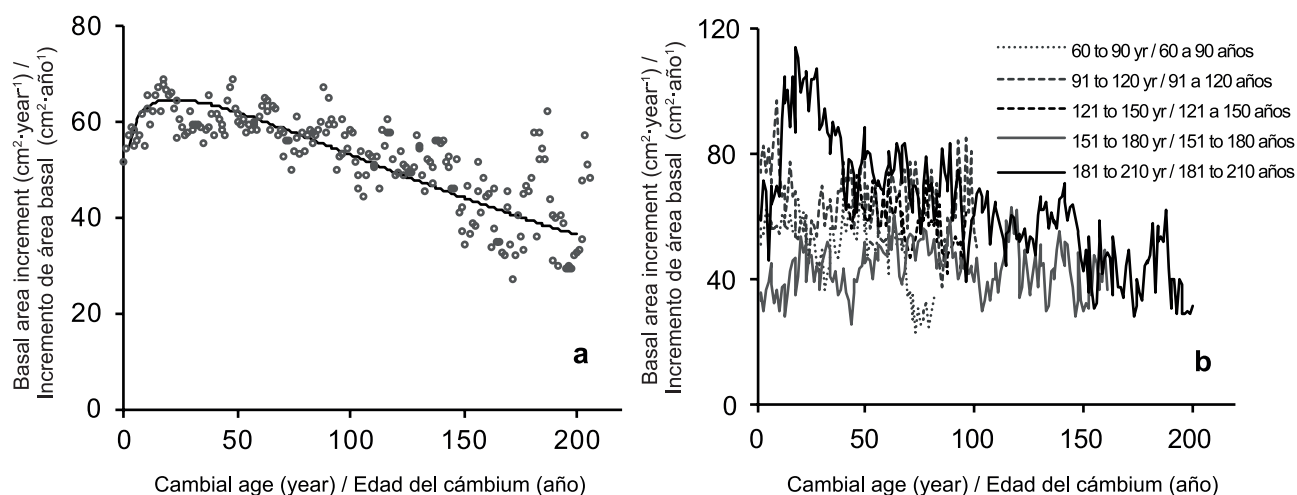
New revisions for the standardization of tree-ring measurements suggest that the selection of dominant trees could lead to overestimations in tree growth (Nehrbass-Ahles et al., 2014). We think that this is not the case of our sample of trees because ordering the data according to cambial age we did not see a disproportional difference in BAI between age classes, especially after the cambial age have reached 50 years (Figure 3b). The decreasing trends in tree growth sometimes is due to the inclusion of long-lived trees with slow growth rates (Black et al., 2008). However, the oldest age class of trees in this study (181-204 years)

muestreados (Cook, 1983, 1987). La intercorrelación entre la serie y la sensibilidad media calculada con COFECHA fue adecuada ( $P < 0.01$ ), con valores de 0.67 y 0.27, respectivamente. Estos valores indican que las mediciones de anillos muestran una tendencia común e idoneidad para el registro transversal de la serie (Figura 2a). La correlación entre IAA y AIB fue estadísticamente significativa ( $r = 0.80$ ;  $P < 0.01$ ) lo que indica que en este caso, las mediciones directas IAB son confiables para describir los cambios en el crecimiento de los árboles y útiles para el análisis de series de tiempo (Figura 2b). IAA y IAB también se correlacionaron significativamente ( $P < 0.05$ ) con la precipitación para el periodo de enero a julio, con valores de 0.73 y 0.70, respectivamente. Estos resultados también confirman la sensibilidad del abeto Douglas a la variabilidad del clima e idoneidad para utilizar su serie de anillos con el fin de predecir series de crecimiento, como se observó en árboles de *P. menziesii* que crecen en Durango y Zacatecas, México (González-Elizondo et al., 2005).

### Tendencias de crecimiento de árboles

La media de IAB de *P. menziesii* fue de  $54 \text{ cm}^2 \cdot \text{año}^{-1}$  ( $DE \pm 12$ ). Este resultado es similar a los  $50 \text{ cm}^2 \cdot \text{año}^{-1}$  reportados para los rodales de abeto Douglas que crecen en el oeste de Oregon, donde la edad de los árboles varía de 100 a 300 años, y en el altiplano a (Poage & Tappeiner, 2002). Los resultados muestran una tendencia a la reducción del IAB, que es un resultado inesperado ya que la muestra se componía de árboles sanos y dominantes con edad promedio de 140 años (intervalo de 67-204 años); esto es 150 años menos que la senescencia natural de la especie. Una reducción en el IAB también se ha reportado para otros bosques que sugieren que el estrés de nutrientes e hídrico son factores de tensión (Gomez-Guerrero et al., 2013; Park et al., 2013; Peñuelas, Canadell, & Ogaya, 2011; Silva, Gómez-Guerrero, Doane, & Horwath, 2015). Una fuerte relación entre el diámetro de crecimiento y la humedad también se han observado en *P. menziesii* en la Sierra Madre Oriental con grandes desviaciones en el crecimiento del diámetro de acuerdo con episodios secos y húmedos extremos (Arreola-Ortiz & Návar-Cháidez, 2010).

Al analizar los resultados, a una resolución de décadas, las reducciones en IAB con respecto a la década anterior fueron 24 y 28 % para los periodos 1890-1899 y 1950-1959, respectivamente. Los periodos favorables resultaron en un aumento del IAB de aproximadamente 16 % por encima del valor medio (Figura 3a). En una base de porcentaje y valores absolutos, el impacto de los periodos favorables es menor que la de los periodos de sequía porque el beneficio de los periodos húmedos en IAB se limita a la capacidad de almacenamiento de agua de los suelos (Castruita, 2014). El periodo de décadas de



**Figure 3. (a) Mean basal area increment (BAI) trend according to Chapman-Richards equation  $Y = 19,132.08(1 - e^{-0.0043t})^{1.1}$   $P < 0.05$  and (b) BAI and cambial age by age classes.**

**Figura 3. (a) Tendencia del incremento del área basal (IAB) promedio de *Pseudotsuga menziesii*, de acuerdo con la ecuación de Chapman-Richards  $Y = 19,132.08(1 - e^{-0.0043t})^{1.1}$   $P < 0.05$  y (b) IAB y edad del cámbium por categorías de edad.**

show expected BAI of 50  $\text{cm}^2\cdot\text{year}^{-1}$  at cambial ages of 150 years, supporting that our sample was composed by mature (no old) trees with average growth rates for this age.

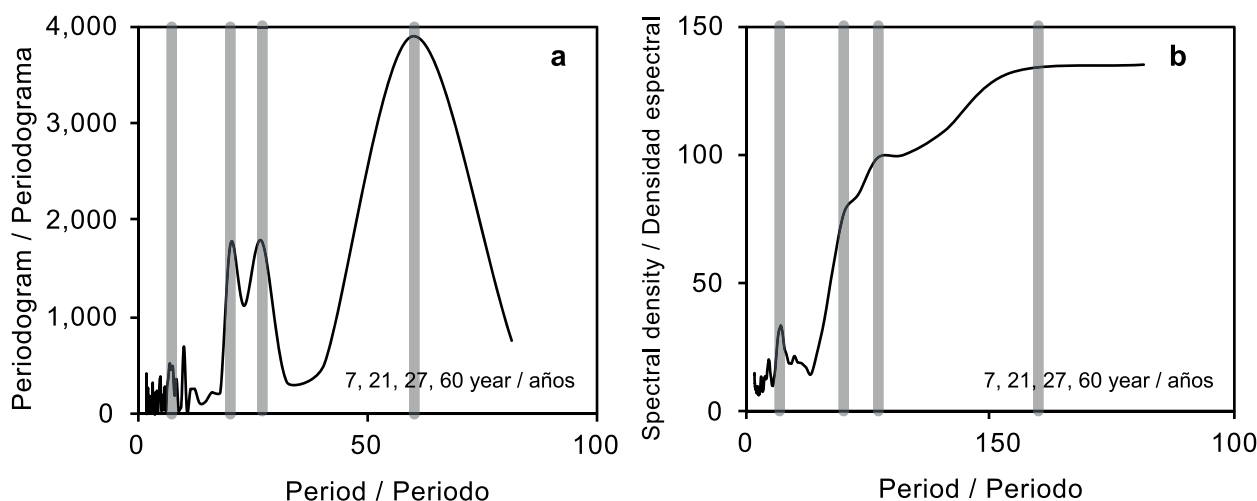
### Spectral Analysis and Periodicity

The Fisher's Kappa ( $P < 0.05$ ) and the Bartlett's Kolmogorov-Smirnov statistic were statistically significant ( $P < 0.0001$ ), indicating that the series and their spectra are not white noise and the analysis is unbiased (Fuller, 1976). Results indicated periodicities of 7, 21, 27 and 60 years (Figure 4). Because we are analyzing a biological process, these periodicities represent approximated cycles. However, what is very remarkable is that the last cycle is in agreement with droughts recurrence of 60 years reported for northern Mexico (Cerano et al., 2011). Although it is difficult to establish a direct relationship with global circulatory events, the fact that deserves special attention is that the cycles found here have showed to be compatible with ENSO (El Niño Southern Oscillation) and PDO (Pacific Decadal Oscillation) cycles (Hare & Mantua, 2000; Návar & Lizárraga-Mendiola 2013; Trenberth, 1997). One explanation for this results might be the sensitivity of the study species in relation to moisture variations influenced by regional events (Griesbauer & Scott, 2010; Návar, 2015). Our results match with cycles of 7, 21 and 60-y associated to other global circulatory events like ENSO, PDO and AMO (respectively), as suggested by other authors (Návar & Lizárraga-Mendiola, 2013; Návar, 2015).

sequía de los años 1950 y 1990 también se ha reportado en el análisis de flujo de río en México (Návar, 2012) y las evaluaciones de contenido de humedad del suelo utilizando modelos hidrológicos (Návar, 2015).

La reducción del IAB en este estudio no se relaciona con la edad de los árboles, debido a que de acuerdo con la edad cambial en Figura 3b, el promedio esperado en el IAB para árboles de 140 años de edad es de 50  $\text{cm}^2\cdot\text{año}^{-1}$ , muy cerca del valor medio de 54  $\text{cm}^2\cdot\text{año}^{-1}$ . Por lo tanto, la tendencia de reducción en el IAB es más probable debido al efecto del clima ya que el IAA y el IAB se correlacionaron estadísticamente, así como la precipitación de enero a julio. Según nuestros resultados, el estrés hídrico por sequías podría ser la razón de las reducciones importantes del IAB en 1893, 1953 y 1996 a valores de 23, 19 y 25  $\text{cm}^2\cdot\text{año}^{-1}$ , respectivamente. Para estos años se han reportado sequías prolongadas; por ejemplo, un periodo seco severo en el año 1950 se reportó en el norte de México (Díaz, Therrell, Stahle, & Cleaveland, 2002) que afectó el sur de Estados Unidos y para mediados de los años 90 también se detectó el mismo problema en árboles de *Taxodium mucronatum* (Ten.) en el centro de México (Stahle et al., 2009; Stahle et al., 2011).

Las nuevas revisiones de estandarización de mediciones de anillos de árboles sugieren que la selección de árboles dominantes podría dar lugar a una sobrestimación de crecimiento de árboles (Nehrbass-Ahles et al., 2014). Se considera que este no es el caso de la muestra de árboles ya que al ordenar los



**Figure 4. (a) Periodogram and (b) spectral density for basal area increment series of *Pseudotsuga menziesii* showing the most significant cycles ( $P < 0.05$ ).**

**Figura 4. (a) Periodograma y (b) densidad espectral en series de incremento del área basal de *Pseudotsuga menziesii* mostrando los ciclos más significativos ( $P < 0.05$ ).**

### IAB Stationary transformation

The Dickey-Fuller Unit Root Tests and the autocorrelation function (ACF) of the original series indicated nonstationarity (Table 1). The transformation of the BAI into natural logarithm and its first difference ( $Y_t$ ) allowed that the series became grouped around the mean with a homogeneous variance. The logarithmic transformation is convenient to decrease heterocedasticity and the  $d$ th difference is suggested when the mean of series changes overtime (Pankrats, 1983). The ACF of the original Douglas-fir BAI chronology decays to no significant levels in three years, suggesting that the growth of the previous three years is correlated to current tree growth and diameter. Transformation and first differencing resulted in different trend of ACF, with significant negative autocorrelation at lag 1 year (Figure 5).

### Identification and estimation ARIMA models

The pattern of decay for ACF and ACFp of the transformed BAI suggested a MA(1) model. The features of the model were defined by the spike at lag 1, that cuts off to 0 afterwards (Figure 5). The fact that the spike was negative with negative exponential trend (ACFp) indicates that  $\theta > 0$  (ACF) (Pankrats, 1983). This result was consistent with the smallest canonical (SCAN) correlation method that suggests an ARIMA (0,1,1) model. After considering the ACF and ACFp the selected model was ARIMA (0,1,1). This model has a moving mean parameter ( $q$ ) involving random shocks, which is different from the AR(1) or ARMA (1,1) models that are frequently proposed for ring-width series

datos de acuerdo con la edad cambial, no se observó una diferencia desproporcionada en el IAB entre las categorías de edad, especialmente después de que la edad del cámbium ha llegado a los 50 años (Figura 3b). Las tendencias decrecientes en el crecimiento del árbol en algunas ocasiones se deben a la inclusión de árboles longevos con tasas de crecimiento bajas (Black et al., 2008); sin embargo, la categoría de mayor edad en este estudio (181-204 años) muestra un IAB esperado de  $50 \text{ cm}^2 \cdot \text{año}^{-1}$  a edades cámbium de 150 años, sustentando que la muestra está compuesta por árboles maduros (no viejos) con tasas de crecimiento promedio para esta edad.

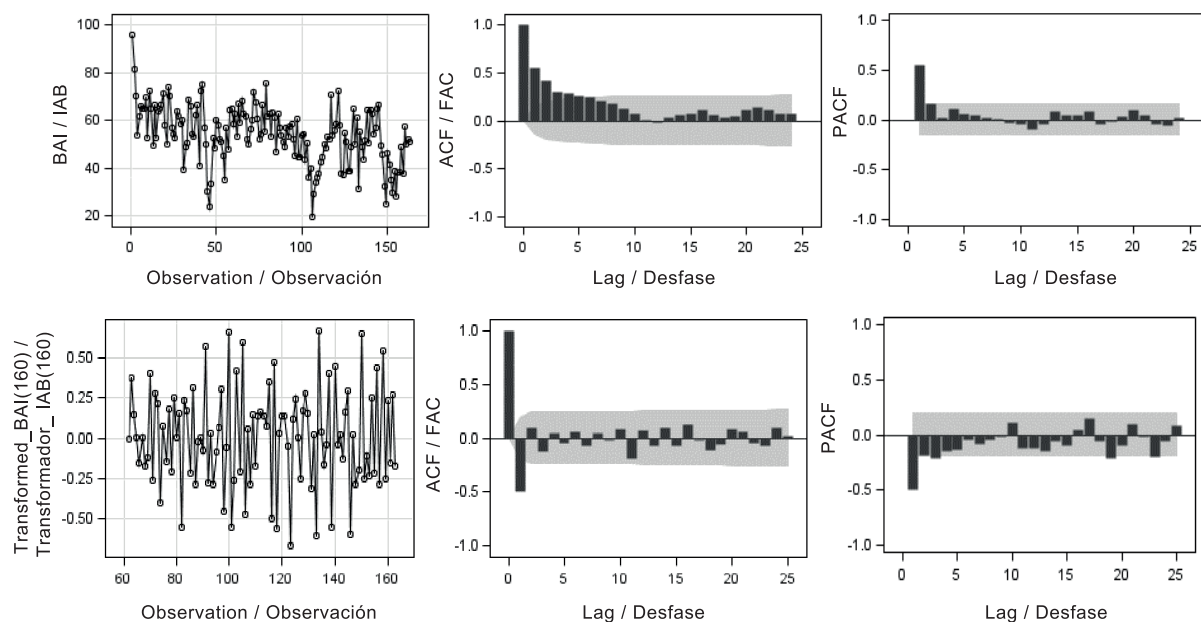
### Análisis espectral y periodicidad

Los estadísticos de Kappa de Fisher ( $P < 0.05$ ) y Kolmogorov-Smirnov de Bartlett fueron significativos ( $P < 0.0001$ ), lo que indica que la serie y sus espectros no son ruido blanco y el análisis es imparcial (Fuller, 1976). Los resultados indicaron periodicidades de 7, 21, 27 y 60 años (Figura 4). Debido a que se está analizando un proceso biológico, estas periodicidades representan ciclos aproximados; sin embargo, lo que es muy notable es que el último ciclo concuerda con la repetición de sequías en 60 años reportada para el norte de México (Cerano et al., 2011). Aunque es difícil establecer una relación directa con los eventos circulatorios globales, el hecho que merece especial atención es que los ciclos que se encuentran aquí han demostrado ser compatibles con los ciclos del El Niño-Oscilación del Sur (ENSO, por sus siglas en inglés) y Oscilación Decadal del Pacífico (PDO, por sus siglas en inglés) (Hare & Mantua, 2000; Náv



**Table 1. Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests of the original BAI chronology.****Cuadro 1. Pruebas de raíz unitaria aumentada de Dickey-Fuller de la serie original del incremento de área basal en *Pseudotsuga menziesii*.**

| Type/Tipo                   | Lags/Desfases | Rho    | Pr < Rho | Tau   | Pr < Tau | F     | Pr > F |
|-----------------------------|---------------|--------|----------|-------|----------|-------|--------|
| Single Mean/<br>Única media | 0             | 73.40  | 0.0013   | -4.80 | <0.0001  | 26.25 | 0.001  |
|                             | 1             | -49.21 | 0.0013   | -5.46 | <0.0001  | 14.97 | 0.001  |
|                             | 2             | -53.23 | 0.0013   | -5.49 | <0.0002  | 11.58 | 0.001  |
| Trend/Tendencia             | 0             | -70.75 | 0.0005   | -6.09 | <0.0001  | 32.51 | 0.001  |
|                             | 1             | -73.06 | 0.0005   | -7.24 | <0.0001  | 18.70 | 0.001  |
|                             | 2             | -89.03 | 0.0005   | -8.04 | <0.0001  | 15.16 | 0.001  |

**Figure 5. Autocorrelation function (ACF) and partial autocorrelation function (ACFp) of the original (top) and transformed basal area increment (BAI) chronology (natural logarithm and first difference) (bottom) of *Pseudotsuga menziesii*.****Figura 5. Función de autocorrelación (FAC) y función de autocorrelación parcial (FACp) de la serie (logaritmo natural y primera diferencia) original (superior) y del incremento del área basal (IAB) transformado (inferior) de *Pseudotsuga menziesii*.**

(Meko, 1981). The selected model was evaluated with all the periodicities found (7, 21, 27 and 60) and without them to test their significance. Considering  $t$  and  $P$  values, all models were significant ( $C = 7, 21, 27$  and  $60$ ). The moving average term ( $\theta$ ) for all cases was positive with values from 0.46 to 0.76, while the cyclic moving average term ( $\Theta$ ) varied from 0.45 to 0.83 (Table 2).

For forecasting purposes the selected model was  $ARIMA(0,1,1) \times (0,1,1)_{60}$ . Two reasons support this

& Lizárraga-Mendiola 2013; Trenberth, 1997). Una explicación para esto podría ser la sensibilidad de la especie de estudio en relación con las variaciones de humedad, bajo la influencia de eventos regionales (Griesbauer & Scott, 2010; Návar, 2015). Los resultados coinciden con los ciclos de 7, 21 y 60-años asociados con otros eventos circulatorios globales como ENSO, PDO y AMO (Oscilación multidecadal del Atlántico), respectivamente, según lo propuesto por otros autores (Návar & Lizárraga-Mendiola, 2013; Návar, 2015).

selection: 1) First, its statistical strength is reflected in the significance of its terms, no correlated residuals, the Akaike's information criterion (AIC) and Schwartz's Bayesian criterion (SBC) (lowest values), and reliable fitting of the data; 2). Second, the periodicity of 60 years has been related to global circulatory patterns by other authors for the studied species (Cerano et al., 2011) and has a major impact in the tree growth at the study area.

### Forecast of BAI

With the best statistical and climatic ARIMA model [ARIMA (0,1,1) x (0,1,1)<sub>60</sub>], we performed a forecast for BAI in the next eight decades using the SAS 9.3 software (SAS, 2011), with the following equations:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^C)\nabla^d\nabla^D(Z_t) = \theta_q(B)\Theta_q(B^C)u_t \rightarrow \nabla^1\nabla_{60}^1(Z_t) = 0.764(B)0.448(B^{60})u_t$$

where:

$$\nabla^{d=1} Z^t = Z^t - Z_{t-1} = X_t$$

$$\nabla^{C=60} X_t = X_t - X_{t-60} = W_t$$

### Transformación estacionaria del IAB

Las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller y función de autocorrelación (FAC) de la serie original indicaron no estacionariedad (Tabla 1). La transformación del IAB a logaritmo natural y su primera diferencia ( $Y_t$ ) permite que las series se agrupen en torno a la media con una varianza homogénea. La transformación logarítmica es adecuada para disminuir la heterocedasticidad y se propone la diferencia  $dth$  cuando la media de las series cambie con el tiempo (Pankrats, 1983). La FAC de la serie original del IAB del abeto Douglas decae a niveles no significativos en tres años, lo que sugiere que el crecimiento de los tres años anteriores se correlaciona con el crecimiento de árboles y diámetro actual. La transformación y primera diferenciación dieron lugar a una tendencia diferente o FAC, con autocorrelación negativa significativa en el retraso de un año (Figura 5).

### Modelos ARIMA de estimación e identificación

El patrón de la decadencia para FAC y FACp del IAB transformado propone un modelo MA(1). Las

**Table 2. Adjustment of models for *Pseudotsuga menziesii*.  
Cuadro 2. Ajuste de los modelos de *Pseudotsuga menziesii*.**

| Model                                  | Parameter* /<br>Parámetros* |          |                     | Standard<br>error /<br>Error<br>estándar | T<br>value /<br>Valor<br>T | Pr >  t | Variance<br>estimation /<br>Estimación<br>de la<br>varianza | Standard<br>error of the<br>estimation /<br>Error<br>estándar<br>de la<br>estimación | AIC** /<br>CIA** | SBC** /<br>CIB** |
|--|-----------------------------|----------|---------------------|--|----------------------------|---------|---|--|------------------|------------------|
|  | $\theta_1$                  | $\phi_1$ | $\Phi_p / \Theta_Q$ |  |                            |         |   |  |                  |                  |
| ARIMA (0,1,1)                          | 0.503                       | --       | --                  | 0.068                                    | 7.38                       | <0.0001 | 0.043   | 0.207  | -49.23           | -46.14           |
| ARIMA (0,1,1)<br>(0,1,1) <sub>7</sub>  | 0.458                       | --       | --                  | 0.071                                    | 6.38                       | <0.0001 | 0.050   | 0.225  | -20.01           | -13.92           |
|  |                             | --       | 0.832               | 0.047                                    | 17.54                      | <0.0001 | --  | --   | --               | --               |
| ARIMA (0,1,1)<br>(0,1,1) <sub>21</sub> | 0.647                       | --       | --                  | 0.065                                    | 9.97                       | <0.0001 | 0.054   | 0.232  | -8.81            | -2.91            |
|  |                             | --       | 0.645               | 0.075                                    | 8.53                       | <0.0001 | --  | --   | --               | --               |
| ARIMA (0,1,1)<br>(0,1,1) <sub>27</sub> | 0.492                       | --       | --                  | 0.076                                    | 6.49                       | <0.0001 | 0.063   | 0.251  | 11.75            | 17.56            |
|  |                             | --       | 0.780               | 0.074                                    | 10.46                      | <0.0001 | --  | --   | --               | --               |
| ARIMA (0,1,1)<br>(0,1,1) <sub>60</sub> | 0.764                       | --       | --                  | 0.065                                    | 11.59                      | <0.0001 | 0.060   | 0.246  | 5.72             | 10.97            |
|  |                             | --       | 0.448               | 0.166                                    | 2.70                       | <0.0001 | --  | --   | --               | --               |

\*  $\theta_1$  is the noncyclic moving average term,  $\phi_1$  is the noncyclic autoregressive operator,  $\Phi_p$  is the cyclic autoregressive operator of length C and  $\Theta_Q$  is the cyclic moving average operator of length C.

\*\* Akaike's information criterion (AIC) and Schwartz's Bayesian criterion (SBC).

\*  $\theta_1$  es el término de media móvil no cíclica,  $\phi_1$  es el modelo autoregresivo no cíclico,  $\Phi_p$  es el modelo autoregresivo cíclico de duración C, y  $\Theta_Q$  es el modelo de media móvil cíclico de duración C.

\*\* Criterio de información de Akaike (AIC) y criterio de información bayesiano (CIB)

$$\hat{Z}_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{60} B^{60})u_t$$

$$\hat{Z}_t = u_t - \Theta_{60}u_{t-60} - \theta_1 u_{t-1} + \theta_1 \Theta_{60} u_{t-61}$$

Using coefficients from Table 2:

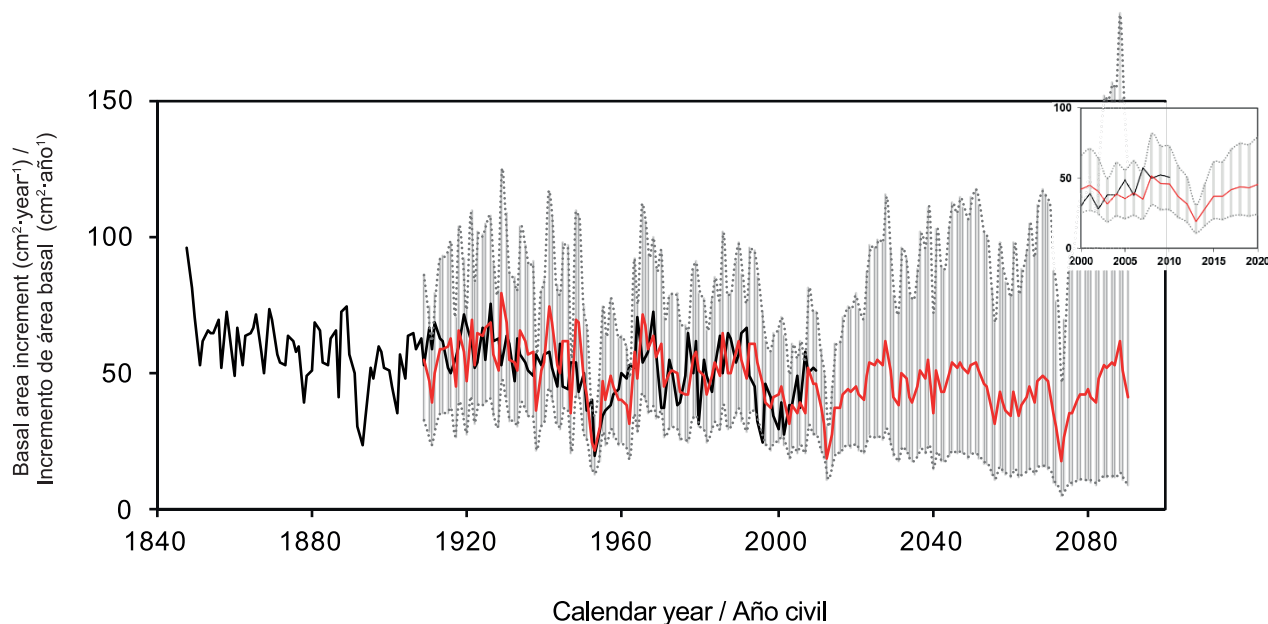
$$\hat{Z}_t = u_t - 0.76u_{t-1} - 0.448u_{t-60} + 0.342u_{t-61}$$

This model ponder BAI based on the function of random shocks, subtracting 76 % of the same component of the previous year, 45 % of the occurred 60 years ago and adding 34 % of the occurred 61 years ago. In the long term, the forecast indicates reductions of 72 % in BAI with an average of 15 cm<sup>2</sup>.year<sup>-1</sup>, and a recovery about the year 2025. However the projected growth in 2025 for this species is below the historical mean (54 cm<sup>2</sup>.year<sup>-1</sup>) suggesting a net reduction in growth for the next 75 years (Figure 6). Nevertheless, the amplitude for the confidence intervals limits the interpretation for several decades.

Because our results are assuming that the frequency of other stressing agents of the forests, such as pests and fires, remains constant, the health of the studied forest may be at risk with concomitant negative effects from other factors. The prevalence of healthy forests requires a base line study for tree growth as the one performed here.

características del modelo se definieron por el aumento en el desfase 1, que posteriormente se reduce a 0 (Figura 5). El hecho de que el pico fue negativo con tendencia exponencial negativa (FACp) indica que  $\theta > 0$  (FAC) (Pankrats, 1983). Este resultado fue consistente con el método de correlación canónica (SCAN) más pequeño que propone un modelo ARIMA (0,1,1). Después de considerar FAC y FACp, el modelo seleccionado fue ARIMA (0,1,1). Este modelo tiene un parámetro medio móvil ( $q$ ) que implica perturbaciones aleatorias, lo que es diferente de los modelos AR (1) o ARMA (1,1) que son propuestos frecuentemente para la serie de ancho de anillo (Meko, 1981). El modelo seleccionado se evaluó con todas las periodicidades encontradas (7, 21, 27 y 60) y sin ellas para evaluar su significancia. Tomando en cuenta los valores de  $t$  y  $P$ , todos los modelos fueron significativos ( $C = 7, 21, 27$  y  $60$ ). El término promedio móvil ( $\theta$ ) para todos los casos fue positivo con valores de 0.46 a 0.76, mientras que el término de media móvil cíclica ( $\Theta$ ) varió de 0.45 a 0.83 (Cuadro 2).

Para propósitos de predicción, el modelo seleccionado fue ARIMA (0,1,1)  $\times$  (0,1,1)<sub>60</sub>. Dos razones apoyan esta selección: 1) En primer lugar, su fuerza estadística se refleja en la significancia de sus términos, no hay residuos correlacionados, criterio de información de Akaike (CIA) y criterio de información bayesiano (CIB) (valores más bajos), y el ajuste fiable de la fechas; 2).



**Figure 6.** Extended forecast of basal area increment of *Pseudotsuga menziesii* from the ARIMA model. The black line is for real measurements and red line for estimations. The grey area defines the confidence interval at 95 %.

**Figura 6.** Predicción extendida del incremento del área basal de *Pseudotsuga menziesii*, a partir del modelo ARIMA. La línea de color negro indica mediciones reales, y la línea roja, las estimaciones. El área gris define el intervalo de confianza al 95 %.

Tree growth trends found here do not show indications of combined and beneficial effects on increased atmospheric CO<sub>2</sub> and temperature as found in other studies (Soulé & Knapp, 2015). Our tree sample showed four phases of maximum tree growth which were decreasing overtime (approximately 1980-2000). The major implication of these results is the expected impacts of climate variation in the short-term future. The forecast of the model proposed is not considering implicitly climate variation and the trend for reduced tree growth may be an indication of a generalized response of the forest in other parts of the world (Silva, Anand, & Leithhead, 2010).

We think that our data for BAI, RWI and precipitation were highly correlated because we used direct BAI for the year of ring formation. Regardless of the ages of the trees, all rings formed under the same environmental conditions reflect the strong effect of precipitation. Another reason is that tree growth rates derived from a wide span of tree ages included. According to some authors the analysis by cambial age indicated that BAI of Douglas-fir tends to be less sensitive to climate as tree ages (Black et al., 2008), but our results indicated that a sample composed by mature and dominant trees from open stands is reliable to detect a common signal in trees. One of the best methods for selecting a sample of trees for dendrochronological purposes and tree growth estimation is the random selection that include different ages and diameters (Nehrbass-Ahles et al., 2014). We think that in that respect our selection method for tall and healthy trees in the mixed and open stands of Douglas-fir leads to a sample heterogeneous in age and diameters (40-104 cm) that worked well for the purposes of the study.

The approach used in this study shows potential to be used with other forests species to investigate climate change effects at geographical scales. The trends in tree growth we found are similar to that reported by other authors which indicated that extreme drought events like the ones in 1893 and 1952 were geographically important North Mexico and Southwest USA (Cerano et al., 2011; Stahle et al., 2009).

Although our study was not tested in a regional scale, our approach could have also some potential to correlate series of BAI with plant vigor indexes like the NDVI as proposed by other authors (Berner, Beck, Bunn, & Goetz, 2013). BAI series, should be reconsidered as proxy variable to study climate change effects particularly for sensitive forests species. Indeed, the new standardization process in dendrochronology proposes to standardize in terms of the stable BAI observed in the middle age of forests species (Biondi & Qeadan, 2008).

En segundo lugar, la periodicidad de 60 años se ha relacionado con patrones circulatorios globales por otros autores para la especie estudiada (Cerano et al., 2011) y tiene un impacto importante en el crecimiento de los árboles en el área de estudio.

### Predicción del IAB

Con el mejor modelo ARIMA estadístico y climático [ARIMA (0,1,1) x (0,1,1)<sub>60</sub>], se realizó una predicción para el IAB en las próximas ocho décadas utilizando el software SAS 9.3 (SAS, 2011) de acuerdo con las ecuaciones:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^C)\nabla^d\nabla^p(Z_t) = \theta_q(B)\Theta_q(B^C)u_t \rightarrow \nabla^1\nabla_{60}^1(Z_t) = 0.764(B)0.448(B^{60})u_t$$

donde:

$$\nabla^{d=1}Z_t = Z_t - Z_{t-1} = X_t$$

$$\nabla^{C=60}X_t = X_t - X_{t-60} = W_t$$

$$\hat{Z}_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{60} B^{60})u_t$$

$$\hat{Z}_t = u_t - \Theta_{60}u_{t-60} - \theta_1 u_{t-1} + \theta_1 \Theta_{60} u_{t-61}$$

Utilizando coeficientes del Cuadro 2:

$$\hat{Z}_t = u_t - 0.76u_{t-1} - 0.448u_{t-60} + 0.342u_{t-61}$$

Este modelo considera al IAB con base en las funciones de las perturbaciones aleatorias, restando 76 % del mismo componente del año anterior, 45 % de los ocurridos hace 60 años y la adición de 34 % de los ocurridos 61 años atrás. A largo plazo, la predicción indica una reducción de 72 % en el IAB con un promedio de 15 cm<sup>2</sup>·año<sup>-1</sup>, y una recuperación hacia el año 2025. No obstante, el crecimiento proyectado en 2025 para esta especie está por debajo de la media histórica (54 cm<sup>2</sup>·año<sup>-1</sup>), lo que sugiere una reducción neta de crecimiento para los próximos 75 años (Figura 6); sin embargo, la amplitud de los intervalos de confianza limita la interpretación de varias décadas.

Con base en los resultados se asume que la frecuencia de otros factores estresantes de los bosques, como plagas e incendios se mantienen constantes, debido a ello, la salud del bosque estudiado podría estar en riesgo con efectos negativos concomitantes de otros factores. La prevalencia de bosques saludables requiere un estudio de línea base para el crecimiento de árboles como el llevado a cabo.

Las tendencias de crecimiento de los árboles, encontradas en este estudio, no muestran señales de efectos combinados y benéficos en el aumento de CO<sub>2</sub>



## Conclusions

We found strong correlation among tree ring indices, basal area growth and precipitation for the studied species. Time series analysis of BAI of Douglas-fir of the Western Sierra of Mexico allowed identifying periodicity in tree growth which match with global atmospheric events like the ENSO cycles. The forecast for BAI indicates decreased tree growth within the present decade, although some degree of recovery will be reached by year 2025. However the projections of tree growth in the long-term will not be as high as that seen in the 1960s (60 cm<sup>2</sup>·year<sup>-1</sup>). The reduction in BAI seen in this study is not related to the age of the trees because we also analyzed the trends according to the cambial age. The use of time series analysis of BAI from dominant and mature trees can be helpful to predict future changes in tree growth and to propose in advance more suitable management practices.

## Acknowledgments

To the FORD foundation, the National Council of Science and Technology (CONACYT) of Mexico and the University of California that provided financial support, through the program UC-MEXUS (Proyecto CN-13-546), for carrying out this study.

*End of English version*

## References / Referencias

- Arreola-Ortiz, M. R., & Nívar-Cháidez, J. J. (2010). Análisis de sequías y productividad con cronologías de *Pseudotsuga menziesii* Rob. & Fern., y su asociación con el niño en el nordeste de México. *Investigaciones geográficas*, 7-20. Retrieved from <http://www.scielo.org.mx/pdf/igeo/n71/n71a2.pdf>
- Berner, L. T., Beck, P. S. A., Bunn, A. G., & Goetz, S. J. (2013). Plant response to climate change along the forest-tundra ecotone in northeastern Siberia. *Global Change Biology*, 19(11), 3449-3462. doi: 10.1111/gcb.12304
- Biondi, F., & Qeadan, F. (2008). A theory-driven approach to tree-ring standardization: Defining the biological trend from expected basal area increment. *Tree-Ring Research*, 64(2), 81-96. doi: 10.3959/2008-6.1
- Biondi, F., & Waikul, K. (2004). DENDROCLIM2002: A C++ program for statistical calibration of climate signals in tree-ring chronologies. *Computers & Geosciences*, 30(3), 303-311. doi: 10.1016/j.cageo.2003.11.004
- Black, B. A., Colbert, J. J., & Pederson, N. (2008). Relationships between radial growth rates and lifespan within North American tree species. *Ecoscience*, 15(3), 349-357. doi: 10.2980/15-3-3149
- Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1970). *Time series analysis, forecasting and control*. San Francisco, USA: Holden-Day.

en la atmósfera y temperatura como Soulé and Knapp (2015) lo han reportado. Nuestra muestra de árbol mostró cuatro fases de crecimiento máximo, que fueron disminuyendo con el tiempo (aproximadamente, 1860-1880, 1920-1940, 1960-1980, y 1980-2000). La principal implicación de estos resultados son los impactos esperados de la variación del clima en el futuro a corto plazo. La predicción del modelo propuesto no está considerando la variación del clima de manera implícita; la tendencia de reducción de crecimiento en árboles puede ser una indicación de una respuesta generalizada de los bosques en otras partes del mundo (Silva, Anand, & Leithead, 2010).

Creemos que los datos para IAB, IAA y precipitación fueron altamente correlacionados porque utilizamos el IAB directo para el año de la formación de los anillos. Independientemente de la edad de los árboles, todos los anillos formados en las mismas condiciones ambientales reflejan el fuerte efecto de la precipitación. Otra razón es que las tasas de crecimiento de los árboles provenían de un amplio abanico de edades. De acuerdo con algunos autores, el análisis mediante edad cambial indicó que el IAB del abeto Douglas tiende a ser menos sensible al clima a medida que el árbol envejece (Black et al., 2008), pero nuestros resultados indican que una muestra compuesta por árboles maduros y dominantes de rodales abiertos es fiable para detectar una señalización común de los árboles. Uno de los mejores métodos para seleccionar una muestra de árboles para fines dendrocronológicos y estimación de crecimiento de árboles es la selección al azar que incluyen diferentes edades y diámetros (Nehrbass-Ahles et al., 2014). En ese sentido, nuestro método de selección para árboles altos y saludables en masas mixtas y abiertas de abeto Douglas conduce a una muestra heterogénea de edad y diámetro (40-104 cm) que funcionó bien para los propósitos del estudio.

El método utilizado en este estudio muestra potencial para usarse con otras especies forestales con la finalidad de investigar los efectos del cambio climático a escala geográfica. Las tendencias de crecimiento de árboles que encontramos son similares a las reportadas por otros autores, las cuales indicaron que los eventos de sequías extremas como las de 1893 y 1952 fueron geográficamente importantes en el norte de México y suroeste de EE.UU. (Cerano et al., 2011; Stahle et al., 2009).

Aunque el presente estudio no ha sido probado a escala regional, el método podría tener cierto potencial para correlacionar series de IAB con índices de vigor de plantas como el NDVI (índice de vegetación de diferencia normalizada) propuesto por otros autores (Berner, Beck, Bunn, & Goetz, 2013). Las series de IAB deben considerarse como una variable sustitutiva para estudiar los efectos del cambio climático, en particular para las especies forestales sensibles. De hecho, el nuevo

- Briffa, K. R., & Melvin, T. M. (2011). A closer look at regional curve standardization of tree-ring records: Justification of the need, a warning of some pitfalls, and suggested improvements in its application. In K. M. Hughes, W. T. Swetnam & F. H. Diaz (Eds.), *Dendroclimatology: Progress and Prospects* (pp. 113-145). Dordrecht, UK: Springer Netherlands. doi: 10.1007/978-1-4020-5725-0\_5
- Castruita, E. L. U. (2014). *Variabilidad climática, eficiencia de uso de agua intrínseca y crecimiento del área basal en Bosques del norte de México*. (Tesis doctoral, Colegio de Postgraduados, México. Retrieved from [http://www.biblio.colpos.mx:8080/jspui/bitstream/handle/10521/2384/Castruita\\_Esparza\\_LU\\_DC\\_Forestal\\_2014.pdf?sequence=1](http://www.biblio.colpos.mx:8080/jspui/bitstream/handle/10521/2384/Castruita_Esparza_LU_DC_Forestal_2014.pdf?sequence=1)
- Cerano, P. J., Villanueva, D. J., Valdéz, C. R., Méndez, G. J., & Constante, G. V. (2011). Sequías reconstruidas en los últimos 600 años para el noreste de México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 2, 235-249. Retrieved from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=263121431006>
- Cook, E. R. (1983). A time series analysis approach to tree-ring standardization. Ph. D. dissertation, University of Arizona, USA.
- Cook, E. R. (1987). The decomposition of tree-ring series for environmental studies. *Tree-Ring Bulletin*, 47, 37-59. Retrieved from <http://arizona.openrepository.com/arizona/handle/10150/261788>
- Cook, E. R., & Holmes, R. L. (1984). *Program ARSTAN and users manual*. Tucson, AZ, USA: Laboratory of Tree-Ring Research, University of Arizona.
- Díaz, S. C., Therrell, M. D., Stahle, D. W., & Cleaveland, M. K. (2002). Chihuahua (Mexico) winter-spring precipitation reconstructed from tree-rings, 1647-1992. *Climate Research*, 22(3), 237-244. doi: 10.3354/cr022237
- Esper, J., Benz, M., & Pederson, N. (2012). Influence of wood harvest on tree-ring time-series of *Picea abies* in a temperate forest. *Forest Ecology and Management*, 284, 86-92. doi: 10.1016/j.foreco.2012.07.047
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to statical time series*. New York, USA: John Wiley & Sons, Inc.
- García-Arévalo, A. (2008). Vegetación y flora de un bosque relictual de *Picea chihuahuana* Martínez del norte de México. *Polibotánica*, 25, 45-68. Retrieved from <http://www.scielo.org.mx/pdf/polib/n25/n25a5.pdf>
- Gomez-Guerrero, A., Silva, L. C. R., Barrera-Reyes, M., Kishchuk, B., Velazquez-Martinez, A., Martinez-Trinidad, T., . . . Horwath, W. R. (2013). Growth decline and divergent tree ring isotopic composition ( $^{13}\text{C}$  and  $^{18}\text{O}$ ) contradict predictions of  $\text{CO}_2$  stimulation in high altitudinal forests. *Global Change Biology*, 19(6), 1748-1758. doi: 10.1111/gcb.12170
- González-Elizondo, M., Jurado, E., Návar, J., González-Elizondo, M. S., Villanueva, J., Aguirre, O., & Jiménez, J. (2005). Tree-rings and climate relationships for douglas-fir chronologies from the proceso de estandarización en la dendrocronología propone estandarizar en términos de IAB estable observado en la edad madura de las especies forestales (Biondi & Qeadan, 2008).

## Conclusiones

En este estudio se encontró fuerte correlación entre los índices de anillos de crecimiento, crecimiento de área basal de la especie y precipitación. El análisis de series de tiempo de IAB en abeto Douglas de la Sierra Madre Occidental permitió la identificación de la periodicidad en el crecimiento del árbol, que coincide con los eventos atmosféricos globales como los ciclos de ENSO. La predicción de IAB indica la disminución del crecimiento de los árboles dentro de la presente década, a pesar de que cierto grado de recuperación se alcanzará en el año 2025. No obstante, las proyecciones de crecimiento de árboles a largo plazo no serán tan altas como las observadas en la década de 1960 ( $60 \text{ cm}^2 \cdot \text{año}^{-1}$ ). La reducción del IAB en este estudio no se relaciona con la edad de los árboles, ya que también se analizaron las tendencias de acuerdo con la edad del cámbium. El uso de análisis de series temporales del IAB de árboles dominantes y maduros puede ser útil para predecir cambios en el crecimiento del árbol y proponer las prácticas de manejo más adecuadas.

## Agradecimientos

Se agradece a la fundación FORD, al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) y a la Universidad de California por el apoyo financiero proporcionado, a través del programa UC-MEXUS (Proyecto CN-13-546), para llevar a cabo este estudio.

## Fin de la versión en español

sierra madre occidental, mexico: A 1681–2001 rain reconstruction. *Forest Ecology and Management*, 213, 39-53. doi: 10.1016/j.foreco.2005.03.012

González, E. M. S., González, M. E., & Márquez, M. A. L. (2007). *Vegetación y ecorregiones de Durango*. México: Plaza y Valdés.

Griesbauer, H., & Scott, G. D. (2010). Assessing the climatic sensitivity of Douglas-fir at its northern range margins in British Columbia, Canada. *Trees*, 24(2), 375-389. doi: 10.1007/s00468-009-0407-z

Gugger, P. F., González-Rodríguez, A., Rodríguez-Correa, H., Sugita, S., & Cavender-Bares, J. (2011). Southward Pleistocene migration of Douglas-fir into Mexico: Phylogeography, ecological niche modeling, and

- conservation of 'rearedge' populations. *New Phytologist*, 189(4), 1185-1199. doi: 10.1111/j.1469-8137.2010.03559.x
- Hansen, J., Sato, M., & Ruedy, R. (2012). Perception of climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109(37), E2415-E2423. doi: 10.1073/pnas.1205276109
- Hare, S. R., & Mantua, N. J. (2000). Empirical evidence for North Pacific regime shifts in 1977 and 1989. *Progress in oceanography*, 47(2), 103-145. doi: 10.1016/S0079-6611(00)00033-1
- Holmes, R. L. (1983). Computer-assisted quality control in tree-ring dating and measurement. *Tree-Ring Bulletin*, 43, 69-78.
- Instituto Mexicano de Tecnología del Agua (IMTA). (2013). Extractor Rápido de Información Climatológica III (ERIC) version 3.2. Jiutepec, Morelos, México: Author.
- Jenkins, G. M., & Watts, D. G. (1968). *Spectral analysis and its applications*. San Francisco, USA: Holden-Day.
- Matisons, R., Elferts, D., & Brūmelis, G. (2013). Pointer years in tree-ring width and earlywood-vessel area time series of *Quercus robur*—Relation with climate factors near its northern distribution limit. *Dendrochronologia*, 31(2), 129-139. doi: 10.1016/j.dendro.2012.10.001
- Meko, D. M. (1981). *Application of Box-Jenkins methods of time series analysis to the reconstruction of drought from tree rings*. USA: University of Arizona.
- Monserud, R. A., & Marshall, J. D. (2001). Time-series analysis of  $\delta^{13}\text{C}$  from tree rings. Time trends and autocorrelation. *Tree Physiology*, 21, 1087-1102. doi: 10.1093/treephys/21.15.1087
- Návar, J. (2012). Modeling annual discharge of six Mexico's northern rivers. *Revista Ambiente & Água*, 7, 36-50. doi: 10.4136/ambi-agua.705
- Návar, J. (2015). Hydro-climatic variability and perturbations in Mexico's north-western temperate forests. *Ecohydrology*, 8, 1065-1072. doi: 10.1002/eco.1564
- Návar, J., & Lizárraga-Mendiola, L. (2013). Hydro-climatic variability and forest fires in Mexico's northern temperate forests. *Geofísica internacional*, 52, 5-20. doi: 10.1016/S0016-7169(13)71458-2
- Nehrbass-Ahles, C., Babst, F., Klesse, S., Nötzli, M., Bouriaud, O., Neukom, R., . . . Frank, D. (2014). The influence of sampling design on tree-ring based quantification of forest growth. *Global Change Biology*, 20(9), 2867-2885. doi: 10.1111/gcb.12599
- Pankrats, A. (1983). *Forecasting with univariate Box-Jenkins models. Concepts and cases*. USA: John Wiley and Sons.
- Park, W. A., Allen, C. D., Macalady, A. K., Griffin, D., Woodhouse, C. A., Meko, D. M., . . . McDowell, N. G. (2013). Temperature as a potent driver of regional forest drought stress and tree mortality. *Nature Clim. Change*, 3(3), 292-297. doi: 10.1038/nclimate1693
- Peñuelas, J., Canadell, J. G., & Ogaya, R. (2011). Increased water-use efficiency during the 20th century did not translate into enhanced tree growth. *Global Ecology and Biogeography*, 20(4), 597-608. doi: 10.1111/j.1466-8238.2010.00608.x
- Poage, N. J., & Tappeiner, J. C. (2002). Long-term patterns of diameter and basal area growth of old-growth Douglas-fir trees in western Oregon. *Canadian Journal of Forest Research*, 32(7), 1232-1243. doi: 10.1139/x02-045
- Priestly, M. B. (1981). *Spectral analysis and time series*. New York, USA: Academic Press Inc.
- Robinson, W. J., & Evans, R. (1980). A microcomputer-based tree-ring measuring system. *Tree-Ring Bulletin*, 40, 59-64. Retrieved from <http://arizona.openrepository.com/arizona/handle/10150/260443>
- Roden, J. S., Johnstone, J. A., & Dawson, T. E. (2011). Regional and watershed-scale coherence in the stable-oxygen and carbon isotope ratio time series in tree rings of Coast Redwood (*Sequoia sempervirens*). *Tree-Ring Research*, 67(2), 71-86. doi: 10.3959/2010-4.1
- Rubino, D. L., & McCarthy, B. C. (2000). Dendroclimatological analysis of white oak (*Quercus alba* L., Fagaceae) from an old-growth forest of Southeastern Ohio, USA. *Journal of the Torrey Botanical Society*, 127(3), 240-250. doi: 10.2307/3088761
- Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales (2010). Norma Oficial Mexicana NOM-059-SEMARNAT-2010. Protección ambiental, especies nativas de flora y fauna silvestres de México, categorías de riesgo y especificaciones para su inclusión, exclusión o cambio, y lista de especies en riesgo. México: Diario Oficial de la Federación.
- Silva, L. C. R., Anand, M., & Leithead, M. D. (2010). Recent widespread tree growth decline despite increasing atmospheric  $\text{CO}_2$ . *PLoS ONE*, 5(7), e11543. doi: 10.1371/journal.pone.0011543
- Silva, L. C. R., Gómez-Guerrero, A., Doane, T. A., & Horwath, W. R. (2015). Isotopic and nutritional evidence for species- and site-specific responses to N deposition and elevated  $\text{CO}_2$  in temperate forests. *Journal of Geophysical Research: Biogeosciences*, 120(6), 1110-1123. doi: 10.1002/2014JG002865
- Skovsgaard, J. P., & Vanclay, J. K. (2008). Forest site productivity: A review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. *Forestry*, 81(1), 13-31. doi: 10.1093/forestry/cpm041
- Soulé, P. T., & Knapp, P. A. (2015). Analyses of intrinsic water-use efficiency indicate performance differences of ponderosa pine and douglas-fir in response to  $\text{CO}_2$  enrichment. *Journal of Biogeography*, 42, 144-155. doi: 10.1111/jbi.12408
- Stahle, D. W., Cook, E. R., Diaz, J. V., Fye, F. K., Burnette, D. J., Griffin, D., . . . Heim, R. R. (2009). Early 21st-Century drought in Mexico. *Eos, Transactions American Geophysical Union*, 90(11), 89-90. doi: 10.1029/2009EO110001
- Stahle, D. W., Diaz, J. V., Burnette, D. J., Paredes, J., Heim, R., Fye, F. K., . . . Stahle, D. K. (2011). Major Mesoamerican droughts of the past millennium. *Geophysical Research Letters*, 38(5), 1-4. doi: 10.1029/2010GL046472
- Statistical Analysis System (SAS). (2011). *SAS/ETS 9.3 User's Guide*. Cary, NC, USA: SAS Institute Inc.
- Stokes, M. A., & Smiley, T. L. (1968). *An introduction to tree-ring dating*. Chicago, USA: University of Arizona Press.
- Swetnam, T. W., & Lynch, A. M. (1993). Multicentury, regional-scale patterns of western spruce budworms

- outbreaks. *Ecological Monographs*, 63(4), 399-424. doi: 10.2307/2937153
- Trenberth, K. E. (1997). The definition of el nino. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 78(12), 2771-2777. Retrieved from <http://www.cgd.ucar.edu/staff/trenberth/trenberth.papers/i1520-0477-078-12-2771.pdf>
- Tsay, R. S., & Tiao, G. C. (1984). Consistent estimates of autoregressive parameters and extended sample autocorrelation function for stationary and nonstationary ARMA models. *Journal of the American Statistical Association*, 79(385), 84-96. doi: 10.2307/2288340
- Villanueva-Diaz, J., Cerano-Paredes, J., Stahle, D. W., Constante-García, V., Vázquez-Salem, L., Estrada-Ávalos, J., & Benavides-Solorio, J. D. (2010). Árboles longevos de México. *Revista Mexicana de Ciencias Forestales*, 1(2), 1-23. Retrieved from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63438955002>
- Weiner, J., & Thomas, S. C. (2001). The nature of tree growth and the "age-related decline in forest productivity". *Oikos*, 94(2), 374-376. doi: 10.1034/j.1600-0706.2001.940219.x