

Reevaluando la función lineal que representa la defoliación ocasionada por dothistroma en *Pinus radiata* (D. Don “pino insigne”)

Re-evaluating the linear function that represents the defoliation caused by dothistroma in *Pinus radiata* (D. Don “pino insigne”)

reavaliando a função linear que representa o desfolho causado para dothistroma em *Pinus radiata* (D. Don “pino insigne”)

Hernán Peredo López¹, Gastón Vergara Díaz²

Resumen

La función lineal que hasta hoy día representa la defoliación ocasionada por *Dothistroma* en *Pinus radiata* parece cuestionable de acuerdo a los antecedentes que analizaremos. Los datos de las defoliaciones como porcentaje de la copa verde total provienen de parcelas permanentes ubicadas cerca de Valdivia, Chile y las precipitaciones mensuales se obtuvieron de la Estación Meteorológica de la Universidad Austral de Chile. Se compararon funciones de regresión lineal y funciones con transformaciones trigonométricas, buscando una explicación más natural de la relación defoliación/lluvias estivales. Considerando los mismos períodos de lluvias estivales, la defoliación del año siguiente es estimada significativamente mejor con las transformaciones no lineales.

Palabras clave: enfermedad de la banda roja, precipitaciones estivales/defoliación, funciones trigonométricas

Abstract

The linear function that up to today represents the defoliation caused by *Dothistroma* in *Pinus radiata* seems to be questionable according to the precedents that we will analyze. The information of the defoliations as percentage of the green total crown comes from permanent plots located near Valdivia, Chile and the monthly rainfalls were obtained from the Meteorological Station of the Universidad Austral de Chile. There were compared functions of linear regression and functions with trigonometric transformations, looking for a more natural explanation of the relation defoliation / rain summer. Considering the same periods of summer rains, the defoliation of the following year is significantly better explained by the nonlinear transformations.

Keywords: red band disease, summer rainfalls/defoliation, trigonometric functions

Resumo

A função linear que até hoje em dia representa o desfolho causado por *Dothistroma* em *Pinus radiata* parece questionável de acordo com os antecedentes que nós analisaremos. Os dados dos desfolhos como porcentagem do copo total verde foram obtidas de pacotes permanentes localizados perto de Valdivia, Chile e as precipitações mensais da Estação Meteorológica da Universidad Austral de Chile. Foram comparadas funções de regressão linear e com transformações trigonométricas, enquanto procurando uma explicação mais natural do relação desfolho / chuvas de verão. Considerando os mesmos períodos de chuvas de verão, o desfolho do ano seguinte é significativamente melhor explicado com o funções não lineares.

Palavras-chave: doença da faixa vermelha, precipitações / desfolho de verão, funções trigonométricas

Introducción

Dothistroma es uno de los hongos defoliadores de coníferas que más atención ha recibido en la última década, debido a un posible aumento de su agresividad, originado por los

¹Departamento de Ciencias Forestales, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile. hperedolopez@gmail.com

²Instituto de Estadística, Universidad Austral de Chile, Valdivia, Chile

**Recibido, 28 de enero de 2017
Aceptado, 06 de junio de 2017**

cambios climáticos en curso (Woods, Coates & Hamann, 2005). La irrupción del hongo en 35 de los 50 países europeos (Drenkhan et al., 2016) origina la creación del proyecto europeo DIAROD (Determining invasiveness and risk of Dothistroma) que incorpora especialistas de todo el mundo investigando la biología, epidemiología y manejo de Dothistroma (DIAROD, 2011).

La primera relación estrecha entre precipitación y diseminación de conidios de Dothistroma se remonta específicamente a plantaciones de *Pinus radiata* en Kenya (Gibson, Christensen & Munga, 1964). En la actualidad se cuenta con una revisión mundial de la emergencia epidemiológica de Dothistroma en relación a precipitaciones, humedad y temperatura (Woods et al., 2016). Respecto a la oportunidad y el monto de las precipitaciones para ocasionar defoliaciones significativas, se ha planteado en diferentes ubicaciones geográficas, que las precipitaciones de verano gatillan el comportamiento más agresivo del hongo, lo que se traduce en defoliaciones severas (Peterson, 1973; Pérez, 1973 y Hanso and Drenkhan, 2012). Los mismos autores especificaron que son necesarios más de 300 mm de precipitación en los meses de verano para gatillar defoliaciones significativamente más severas que las usuales con precipitaciones normales. Las altas precipitaciones de verano son esporádicas y difícilmente se repiten dos veranos lluviosos seguidos si se considera una década de observaciones (Hanso and Drenkhan, 2012; González & Muñoz, 2013). La humedad necesaria para la germinación de los conidios, se requiere que sea permanente en la superficie de las acículas y ésta no puede ser menor a 48 h continuas (Gadgil, 1967). No existe concordancia respecto a las temperaturas mínimas necesarias para la germinación de los conidios, considerando la preexistencia de la humedad permanente en las acículas, los primeros ensayos en plántulas establecieron 7°C como el mínimo para la germinación (Gilmour, 1981) y en plantaciones se plantea 10°C (Dvorak, Drapela & Jankovsky, 2012).

Ensayos de inoculación de plántulas con Dothistroma bajo una plantación de *P. radiata*, mostraron que la disponibilidad de conidios en el ambiente es a lo largo del año, con una mayor concentración en los meses de verano del hemisferio sur (Gilmour, 1981), situación que se repite en un colector de conidios por tres años consecutivos, la mayor cantidad de conidios siempre se encontró en la quinta semana de cada año (Rack, 1986).

La representación clásica de la correlación defoliación/precipitaciones, deducida de ensayos de correlación defoliación/ pérdida de volumen en *P. radiata* es lineal (van der Pas, 1981) y sigue vigente en la actualidad (Bulman, Ganley & Dick, 2008).

El objetivo de la investigación es cuestionar esta representación clásica que implica un aumento constante y aditivo de la defoliación y postular que una correlación trigonométrica, se ajusta mejor a lo que sucede en la práctica, dando cuenta de las variaciones anuales de las precipitaciones de verano y con ello las fluctuaciones que éstas originan en la defoliación.

Material y métodos

El porcentaje individual de copa necrótica respecto a la copa verde total se recuperó de la base de datos de parcelas permanentes ubicadas cerca de Valdivia (39°42' S; 73°15' W). El área tiene un clima templado lluvioso con influencia mediterránea (Rivas-Martínez & Rivas-Sáenz, 2009). De los 17 tratamientos originales del ensayo, para esta investigación se consideraron solo las tres parcelas Testigo (sin tratamiento, ni manejo), debido a que

el objetivo fue analizar el comportamiento de la defoliación en condiciones no intervenidas.

Se confeccionó un archivo digital de datos con las precipitaciones mensuales y anuales, a partir de los registros climáticos de la estación meteorológica más cercana, ubicada en la Isla Teja, Universidad Austral de Chile (39°48'30" S; 73°14'30" O). Los datos se ordenaron considerando además los montos precipitados en el periodo estival, desde los meses de noviembre del año anterior (nov t_{0-1}) hasta marzo del año siguiente (mar t_0), confeccionando diferentes combinaciones de sumatorias de las precipitaciones entre estos meses. Los grupos analizados se denominaron: PPE1 Noviembre t_{0-1} ; Diciembre t_{0-1} y Enero t_0 ; PPE2 Diciembre t_{0-1} y Enero t_0 ; PPE3 Diciembre t_{0-1} , Enero t_0 y Febrero t_0 ; PPE4 Diciembre t_{0-1} , Enero t_0 , Febrero t_0 y Marzo t_0 ; PPE5 Enero t_0 , Febrero t_0 y Marzo t_0 y PPE6 Febrero t_0 y Marzo t_0 .

Las variables medidas fueron: a) Intensidad de defoliación promedio anual (IA), expresada como porcentaje de copa defoliada sobre el total de copa verde total y b) Precipitación estival del periodo de crecimiento (PPE_n), expresada en milímetros. El ajuste de los modelos lineales y no lineales se realizó a través del método de los mínimos cuadrados (Motulsky & Christopoulos, 2004). Para la validación de las funciones de regresión y el ranking de selección, se utilizó el criterio de los estadísticos de bondad de ajuste. Para las funciones no lineales se realizaron transformaciones del tipo trigonométricas, obteniendo una familia de seis funciones, escogiendo la mejor a través del ranking de los estadísticos de bondad de ajuste. Luego se compararon éstas con el ajustado en la regresión lineal.

Función lineal en precipitación estival y tiempo: $IA = B_0 + B_1PPE_n + B_2T$

IA: Intensidad de defoliación; B_0 : ordenada en el origen; B_1 : coeficiente lineal de las precipitaciones estivales acumuladas para la combinación de meses PPE_n; B_2 : coeficiente lineal del tiempo.

Funciones trigonométricas en precipitación estival, precipitación anual y tiempo

$$IA = B_0 + B_1 \text{sen}(PPE_n) + B_2 \cos(PPE_n) + B_3T$$

IA: Intensidad de defoliación; B_0 : ordenada en el origen; B_1 y B_2 : coeficiente lineal de las precipitaciones estivales acumuladas para la combinación de meses de PPE_n; sen y cos funciones trigonométricas seno y coseno con argumentos en radianes; B_3 : coeficiente lineal del tiempo.

Resultados

Tabla 1. Función de regresión con transformaciones trigonométricas para la estimación de la intensidad de la defoliación para PPE3 (Función: $IA=B_0+B_1*\text{sen}(PPE_n)+B_2*\text{cos}(PPE_n)+B_3*T$)

Parámetros	Error Estándar	t-valor	Intervalo de confianza de los parámetros (95%)		Estadísticos de Bondad de Ajuste
$B_0 = 35.33$	9.69	3.65 **	15.91	58.99	$R^2 = 81,84\%$
$B_1 = -18.08$	5.49	-3.29 *	-30.14	-2.331	$R^2 \text{ Corr} = 76,91\%$
$B_2 = 21.89$	5.99	3.65 **	8.89	35.84	EER = 14,60
$B_3 = 3.09$	1.55	1.99	-0.41	6.61	CV = 28,21%

** p<0,01; * p<0,05

El ranking de los estadísticos de bondad de ajuste mostró que los mejores ajustes se obtienen para el periodo estival que acumula las precipitaciones diciembre – febrero PPE3 (Tabla 1).

Para este mismo periodo estival se ajustó una función de regresión lineal (Tabla 2)

Tabla 2. Función de regresión lineal para estimar el promedio anual de la intensidad de la defoliación para el período de verano PPE3 (Función IA = B₀+B₁*PPEn+B₂* T)

Parámetros	Error Estándar	t-valor	Intervalo de confianza de los parámetros (95%)		Estadísticos de Bondad de Ajuste
B ₀ = 5.93	17	0.35	-28.4	39.62	R ² = 51.23%
B ₁ = 0.040	0.08	0.5	-0.29	0.2	R ² Corr = 40.40%
B ₂ = 5.10	1.69	3.01 *	1.25	7.89	EER = 22.01
					CV = 44.99%

** p<0,01; * p<0,05

Al comparar ambos tipos de funciones, la transformación trigonométrica, presenta mejores estadígrafos de bondad de ajustes, esto es, su capacidad explicativa (81,84%), logrando un incremento significativo respecto al modelo lineal, el cual solo explica el 51,23%, presentando este último también una disminución de valores en otros estadígrafos de bondad de ajuste, como el coeficiente de correlación, coeficiente de determinación y un aumento del Error Estándar de Estimación

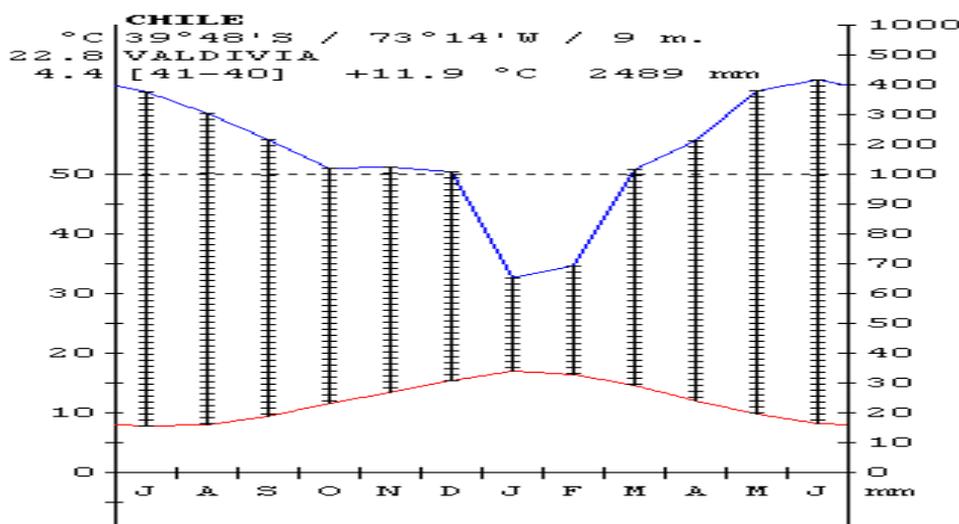


Figura 1. Diagrama ombrotérmico de Valdivia (Rivas-Martínez y Rivas-Sáenz, 2009)

Discusión

Estando los conidios presentes durante todo el año, su concentración máxima es en los meses de verano (Gilmour, 1981) y en el caso de Chile su máxima concentración es en la

quinta semana de cada año (enero-febrero) (Rack, 1986). El diagrama ombrotérmico de Valdivia (Fig. 1) evidencia que la temperatura mínima para que los conidios de *Dothistroma* fructifiquen ($7/10\text{ }^{\circ}\text{C}$) según se consideren los datos de Gadgil (1974) o Dvorak, Drapela & Jankovsky (2012), sólo se dan en los meses de primavera y verano (octubre – marzo). La humedad prolongada en la superficie de las acículas necesaria para la germinación de los conidios se daría en veranos lluviosos, cuando la suma de las precipitaciones en esos meses sobrepase los 300 mm (Peterson, 1973; Pérez, 1973 y Hanso and Drenkhan, 2012). El cuestionamiento de la correlación lineal de precipitaciones/defoliación aparece al comprobar que las precipitaciones de verano sobre 300 mm son esporádicas y la frecuencia mínima de ellas es de 3 eventos en una década, la máxima es 8 y la moda es 4, lo que implica una probabilidad de defoliación severa, en el peor de los casos, cada dos años (Hanso & Drenkhan, 2012). En la ciudad de Valdivia (Fig. 2), intensas precipitaciones de verano ocurren como mínimo 1 vez cada veinte años, como máximo 5 veces en el mismo período y la moda es 2, sólo que en este caso por la diferencia en el rango de años considerado para la frecuencia, la posibilidad de una defoliación severa asociada a altas precipitaciones de verano se presentaría cada 4 o 5 años (González & Muñoz, 2013). La relación entre defoliaciones severas ocasionadas por *Dothistroma* en junio o julio y lluvias de verano (noviembre a febrero del año precedente) se asocian muy significativamente en Nueva Zelanda, pero el gráfico correspondiente no muestra una correlación lineal clásica en que la variable dependiente varía proporcionalmente con la variable dependiente y no es factible encontrar dos veranos lluviosos consecutivos (Bulman, Ganley & Dick, 2008).

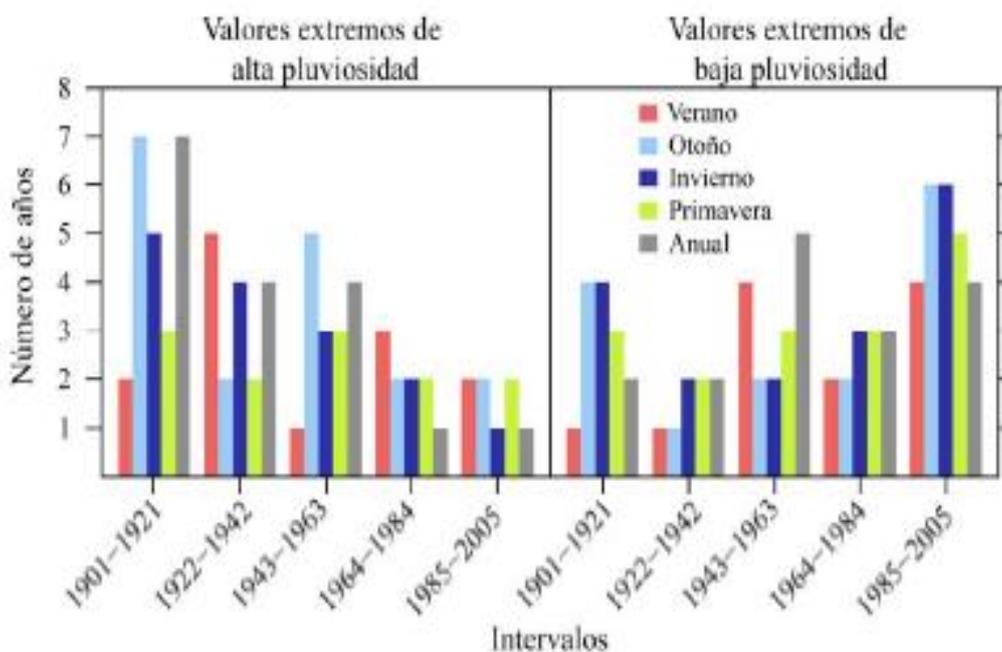


Figura 1. Suma de valores extremos de alta (meses lluviosos) y baja pluviosidad (meses secos) respecto de la media del periodo completo de la precipitación anual y estacional (González & Muñoz, 2013)

De esta forma el cuestionamiento a la correlación lineal entre defoliaciones severas y lluvias de verano, es respaldado en primer lugar por la mejora significativa en estadígrafos de bondad de ajustes de la propuesta de correlación no lineal respecto de la correlación lineal. El hecho de que lluvias intensas de verano en el mejor de los casos se puedan repetir cada dos años y como moda en el caso de Chile cada cuatro años, no se condice

con la condición de crecimiento proporcional y constante de la defoliación respecto a la lluvia de verano. En los años con precipitaciones de verano bajas, las defoliaciones deben bajar de intensidad y con ello cada árbol afectado tiene la posibilidad de recuperar crecimiento y con ello la naturaleza cuestiona también la correlación lineal, mostrando de paso que las defoliaciones severas no son permanentes, ni menos sumativas. Por otra parte el análisis de las precipitaciones de los últimos 150 años en Valdivia muestra que los períodos de altas precipitaciones primaron en la primera parte del análisis, en tanto los períodos de bajas precipitaciones se hacen más evidentes en la segunda mitad del análisis (González & Muñoz, 2013).

Un efecto práctico de esta discusión es que puede considerarse que valida la propuesta de considerar las precipitaciones de verano como un buen predictor de la ocurrencia de defoliaciones severas en la primavera siguiente (Peterson, 1973). En la misma línea predictiva de la severidad de las defoliaciones ocasionadas por *Dothistroma* en Nueva Zelanda se sugiere incorporar al modelo existente las precipitaciones desde diciembre del año previo a febrero del año en curso y compara la bondad de ajuste con la opción actual de incorporar solo las lluvias de noviembre. La misma propuesta puede ser válida para revisar la determinación de las zonas de riesgo, respecto a *Dothistroma*, en función de las precipitaciones de verano (Bulman, Ganley & Dick, 2008).

Conclusiones

Las correlaciones no lineales explican significativamente mejor desde el punto de vista estadístico, la dependencia de las defoliaciones severas ocasionadas por *Dothistroma* respecto a las lluvias de verano (diciembre año previo – febrero año actual), que las correlaciones lineales.

Las correlaciones no lineales se ajustan mejor al comportamiento natural de las defoliaciones severas en relación con respecto a las lluvias de verano.

Se sugiere revisar la predictividad de los riesgos de *Dothistroma* de los modelos existentes, incorporando las lluvias de verano (diciembre año previo – febrero año actual).

Referencias bibliográficas

- Bulman, L., Ganley, R., & Dick, M. (2008). Needle diseases of radiata pine in New Zealand. Client Report No. 13010. Scion, 83 pp http://www.nzfoa.org.nz/images/stories/pdfs/content/flrc_reports/2008-13010x.pdf
- Determining invasiveness and risk of *Dothistroma* (DIAROD). (2011). <http://www.forestry.gov.uk/website/forestresearch.nsf/ByUnique/INFD-8RVEEZ>
- Dubin, J. (1967). Preliminary information about *Dothistroma* blight in Chile. IUFRO World Congress 14. Munich, 9 pp 19670602559
- Drenkhan, R., Tomešová-Haataja, Fraser, V., Bradshaw, R., Vahalík, P. & Mullett, M. (2016). Global geographic distribution and host range of *Dothistroma* species: a comprehensive review. Forest Pathology DOI: 10.1111/efp.12290
- Gadgil P. (1977). Duration of leaf wetness periods and infection of *Pinus radiata* by *Dothistroma pini*. N. Z. J. For. Sci. 7(1), 83-90

http://www.scionresearch.com/_data/assets/pdf_file/0018/37521/NZJFS711977GADGIL83-90.pdf

- Gibson, I., Christensen, P. & Munga, F. (1964). First observation in Kenya of a foliage disease of pined caused by *Dothistroma pini* Hulbary. Commonwealth Forestry Review 43, 31-48 <http://www.jstor.org/stable/42603100>
- Gilmour, J. W. (1981). The effect of season on infection of *Pinus radiata* by *Dothistroma pini*. Eur. J. For. Pathol. 11, 265-269 doi:10.1111/j.1439-0329.1981.tb00095.x
- González, A & Muñoz, A. (2013). Cambios en la precipitación de la ciudad de Valdivia (Chile) durante los últimos 150 años. BOSQUE 34(2), 191 - 200 <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-92002013000200008>
- Hanso, M. & Drenkhan, R. (2012). Lophodermium needle cast, insect defoliation and growth responses of young Scots pines in Estonia. For. Path. 42, 124–135 doi: 10.1111/j.1439-0329.2011.00728.x
- Motulsky H. & Christopoulos, A. (2004). Fitting Models to Biological Data Using Linear and Nonlinear Regression. (New York, Oxford University Press), 348 pp ISBN: 9780195171808
- Pérez, E. (1973). ¿Qué papel juega *Dothistroma pini* Hulbary sobre el pino insignie según nuestras experiencias hasta hoy en el sur de Chile?. Tesis Ing. Forestal. Universidad Austral de Chile. Valdivia.
- Peterson, G. (1973). Infection of Austrian and Ponderosa Pines by *Dothistroma pini* in Eastern Nebraska. Phytopathol 63(8), 1060 -1063 doi: 10.1094/Phyto-63-1060
- Rack, K. (1986). Über die jahreszeitliche Entlassung der Konidien von *Dothistroma pini* in *Pinus radiata* Kulturen des südlichen Chile. Eur. J. For. Pathol. 16(1), 6-10 doi: 10.1111/j.1439-0329.1986.tb01046.x
- van der PAS, J. (1981). Reduced early growth rates of *Pinus radiata* caused by *Dothistroma pini*. N. Z. J. For. Sci. 11(3), 210-220 https://www.scionresearch.com/_data/assets/pdf_file/0010/36883/NZJFS1131981VANDERPAS210-220.pdf
- Watt, M., Palmer, D. & Bulman, L. (2011). Predicting the severity of *Dothistroma* on *Pinus radiata* under current climate in New Zealand. Forest Ecol. and Manage. 261, 1792–1798 doi: 10.1016/j.foreco.2011.01.043
- Woods, A., Coates, K. & Hamann, A. (2005). Is an Unprecedented *Dothistroma* Needle Blight Epidemic Related to Climate Change? BioScience 55(9), 761-769 doi: 10.1641/0006-3568(2005)055[0761:IAUDNB]2.0.CO;2.
- Woods, A., Martin-García, J., Bulman, L., Vasconcelos, M., Boberg, J., La Porta, N., ...& Diez, J. (2016). *Dothistroma* needle blight, weather and possible climatic triggers for the disease's recent emergence. Forest Pathology. <http://dx.doi.org/10.1111/efp.12248>